



UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA

Instituto Superior de Economia e Gestão

MESTRADO EM: ECONOMIA MONETÁRIA E FINANCEIRA

REGRAS E DISCRICIONARIDADE DA POLÍTICA ORÇAMENTAL: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA PORTUGAL

Raquel dos Santos Ferreira

ORIENTADOR: Professor Doutor Álvaro Manuel Correia Antunes Pina

JÚRI:

Presidente:

Professor Doutor Álvaro Manuel Correia Antunes Pina, professor auxiliar do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa

Vogais:

Professor Doutor Manuel António Mota Freitas Martins, professor auxiliar da Faculdade de Economia da Universidade do Porto

Professor Doutor António Manuel Pedro Afonso, professor auxiliar do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa

MAIO/2004



REGRAS E DISCRICIONARIDADE DA POLÍTICA ORÇAMENTAL: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA PORTUGAL

Raquel dos Santos Ferreira

Mestrado em: Economia Monetária e Financeira

Orientador: Professor Doutor Álvaro Manuel Correia Antunes Pina

Provas concluídas em: 24 de Maio de 2004

RESUMO

Os recentes desenvolvimentos na economia europeia, em geral, e em Portugal, em particular, trouxeram para o debate público a questão da importância e do papel da política orçamental. No centro desta polémica encontra-se a dicotomia entre a política orçamental discricionária e a política orçamental com base em regras ou restrições orçamentais, muitas vezes designados por estabilizadores orçamentais automáticos. Por um lado, existem aqueles que invocam as vantagens dos estabilizadores automáticos na suavização do ciclo do produto, por outro, aqueles que defendem a necessidade de fazer face a condições económicas adversas recorrendo a uma política orçamental discricionária.

Este trabalho surge para tentar dar resposta a esta polémica, com base num estudo empírico para Portugal, do primeiro trimestre de 1982 ao quarto trimestre de 2000. Recorrendo a um VAR estrutural, com o PIB as Receitas Totais Líquida e as Despesas Totais do Estado, são identificadas, com base em informação institucional, os estabilizadores orçamentais automáticos. Tendo identificado os choques estruturais é simulado o modelo de forma a determinar os efeitos da política orçamental discricionária. Estes efeitos são depois comparados com os resultados de outros trabalhos desenvolvidos neste domínio.

Palavras-chave: Regras de Política Orçamental, Estabilizadores Automáticos, Política Orçamental Discricionária, Vectores Autoregressivos (VARs) estruturais, Choques estruturais, Portugal.

Classificação do JEL: C32; E62.



RULES AND DISCRETIONARITY OF FISCAL POLICY: AN EMPIRICAL STUDY TO PORTUGAL

Raquel dos Santos Ferreira

Master in: Monetary and Financial Economics

Supervisor: Álvaro Manuel Correia Antunes Pina

Master's exam on: 24th of May, 2004

ABSTRACT

The recent developments in the European economy, in general, and in Portugal, in particular, brought to the public debate the issue of the importance and the role of fiscal policy. The central point of this controversy is the dichotomy between discretionary fiscal policy and rules based fiscal policy, often referred as automatic fiscal stabilizers. On one hand, there are economists that defend the advantages of the automatic stabilizers on the economic cycle smoothing and. on the other hand; there are those ones that defend the implementation of discretionary fiscal measures to face adverse economic conditions.

This work then arises to find answers to this discussion based on an empirical study for Portugal, from the first quarter of 1982 to the forth quarter of 2000. Using a structural VAR model, with GDP, Total Net Revenue and Total Spending, we identify, using institutional information, the automatic fiscal stabilizers. Having identified the structural shocks, the model is simulated to determine the effects of discretionary fiscal policy. These effects are then compared with the main results of others works in these area.

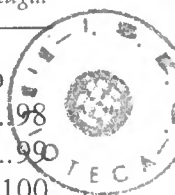
Keywords: Fiscal Policy rules, fiscal stabilizers, discretionary fiscal policy, Structural Vector Autoregressive, Structural Shocks, Portugal.

JEL classification: C32; E62.

Índice

Índice de Gráficos e Quadros	6
Agradecimentos.....	7
Introdução	9
2. Políticas Orçamentais de Estabilização do ciclo económico	12
2.1. Regras de Política Orçamental: os Estabilizadores Orçamentais Automáticos .	12
2.1.1. <i>O Funcionamento dos Estabilizadores Automáticos</i>	14
2.1.2. <i>A dimensão dos Estabilizadores Automáticos</i>	18
2.1.3. <i>A eficácia dos Estabilizadores Automáticos</i>	20
2.1.4. <i>Perigos inerentes ao funcionamento dos Estabilizadores Automáticos</i>	23
2.1.5. <i>Estudos Empíricos e principais resultados</i>	25
2.2. As Políticas Discrecionárias	28
2.2.1. <i>Âmbito de actuação</i>	29
2.2.2. <i>Perigos da utilização da Política Orçamental Discrecionária</i>	31
2.2.3. <i>Capacidade estabilizadora das Políticas Orçamentais discrecionárias, Estudos empíricos e principais resultados</i>	33
2.3. Comparação dos efeitos dos Estabilizadores Orçamentais Automáticos e da Política Orçamental Discrecionária na suavização do ciclo económico.....	35
3. Vectores Autoregressivos (VARs) e a Política Orçamental -Survey da literatura....	37
3.1. A utilização de Dummies como forma de identificação de choques de política orçamental.	38
3.2. Imposição de restrições de sinal nas funções de resposta a impulso	42
3.3. A ordenação de Choleski na identificação dos choques.	45
3.4. Os VAR's estruturais	48
3.5. Comparação dos principais resultados dos Modelos VAR com modelos macroeconómicos.....	56
4. Estudo empírico para Portugal	63
4.1. Os dados	64
4.1.1. <i>A Estacionaridade das Séries</i>	69
4.2. Apresentação do Modelo.....	72
4.3. Escolha da ordem do VAR.....	75
4.4. Identificação dos choques orçamentais	77
4.4.1. <i>Identificação dos efeitos automáticos</i>	79
4.5. Identificação dos choques	86
4.6. Funções de Resposta a Impulsos.....	88
5. Conclusão	94

ANEXO A – Séries anuais nominais do PIB, Receita Total, Despesa Total, Consumo Público e FBCF	98
ANEXO B – Coeficientes de trimestralização	99
ANEXO C – Deflator do PIB.....	100
ANEXO D – Exemplo de Trimestralização de uma série.....	101
ANEXO E – Determinação do Salário e do Emprego Trimestral	102
ANEXO E.0 - Salário e Emprego Anual.....	103
ANEXO E.1 - Coeficientes de Trimestralização do salário e do emprego	104
ANEXO E.2. - Salários e Emprego Trimestrais.....	105
ANEXO F – Metodologias de determinação dos Coeficientes.....	106
ANEXO G – Funções de resposta a impulso segundo o Método B.....	108
ANEXO H – Resultados para um VAR com LRTL	110
Bibliografia.....	116



Índice de Gráficos e Quadros

Gráfico 1 – Evolução do Logaritmo do PIB, RTL e DT	71
Gráfico 2 – Evolução da variação do logaritmo do PIB, RTL e DT	71
Gráfico 3 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na Δ LDT	90
Gráfico 4 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na Δ LDT	90
Gráfico 5 – Resposta de Δ LRTL a um estrutural choque na Δ LDT	90
Gráfico 6 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na Δ LRTL	91
Gráfico 7 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na Δ LRTL	91
Gráfico 8 – Resposta de Δ LRTL a um estrutural choque na Δ LRTL	91
Gráfico 9 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na Δ LDT	108
Gráfico 10 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na Δ LDT	108
Gráfico 11 – Resposta de Δ LRTL a um estrutural choque na Δ LDT	108
Gráfico 12 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na Δ LRTL	109
Gráfico 13 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na Δ LRTL	109
Gráfico 14 – Resposta de Δ LRTL a um estrutural choque na Δ LRTL	109
Gráfico 15 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na Δ LDT	112
Gráfico 16 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na Δ LDT	112
Gráfico 17 – Resposta de LRTL a um estrutural choque na Δ LDT	112
Gráfico 18 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na LRTL	113
Gráfico 19 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na LRTL	113
Gráfico 20 – Resposta de LRTL a um estrutural choque na LRTL	113
Gráfico 21 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na Δ LDT	114
Gráfico 22 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na Δ LDT	114
Gráfico 23 – Resposta de LRTL a um estrutural choque na Δ LDT	114
Gráfico 24 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na LRTL	115
Gráfico 25 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na LRTL	115
Gráfico 26 – Resposta de LRTL a um estrutural choque na LRTL	115
 Quadro 1 – Efeito de choques orçamentais sobre o produto em modelos VAR	57
Quadro 2 – Efeito de um choque orçamental estimado por modelos macroeconómicos	61
Quadro 3 – Séries Utilizadas	68
Quadro 4 – Resultados do teste ADF	72
Quadro 5 – Escolha da ordem do VAR	77
Quadro 6 – Efeitos automáticos estimados	80
Quadro 7 – Proporção das componentes da Receita Total Líquida	86
Quadro 8 – Escolha da Ordem do VAR (com LRTL)	110

Agradecimentos

A principal motivação que me levou a tirar um mestrado era o de testar, por um lado, minha capacidade de desenvolver desde a raiz um trabalho coerente e de interesse económico e, por outro, de voltar a trabalhar com a Economia.

Cedo apercebi-me que a colaboração e apoio de várias pessoas eram importantes para a concretização destes objectivos. É a essas que quero prestar o meu mais sincero agradecimento.

Ao Prof. Doutor Álvaro Pina agradeço em, primeiro lugar, pela disponibilidade e pela entrega na sua tarefa de orientação. Por várias vezes, quando me encontrava desanimada e sem rumo, o seu apoio, o rigor do seu trabalho e a simpatia com que me dirigia conselhos foram valiosos. Sei que sem a sua ajuda não teria sido capaz. Obrigada.

Quero agradecer também ao Nuno Venes pela base de dados que me disponibilizou e, sem saber, pelo auxílio que a sua própria tese de mestrado me prestou em aspectos importantes deste trabalho.

Os meus agradecimentos aos Professores Daalsgard, Antonio Fatas e Jan int V'eld pela prontidão dos seus esclarecimentos, que foram bastante úteis neste trabalho.

Aos meus pais não tenho palavras para dizer tudo aquilo que tenho a agradecer. São as pessoas mais extraordinárias que conheço, com espírito de sacrifício sobre-humanos. Sei que, apesar de nem sempre ter sido fácil educar e dar amor a todos os filhos, estiveram sempre ao meu lado e não me deixaram desistir. Obrigado por tudo.

Para os meus irmãos e sobrinhos, obrigado por estarem lá e por existirem.

Ao Jaendra quero aqui deixar um beijo muito especial. Apesar de nem sempre perceber os contornos exactos do meu trabalho, prontificou-se sempre a ajudar-me. A tua palavra amiga é impagável.

Ao Zé apenas posso dizer muito obrigado. Sem a tua ajuda não teria certamente concluído este trabalho. Um beijo muito especial.

Raquel Ferreira

Introdução

A estabilização do ciclo do produto é um objectivo de qualquer economia, na medida em que as decisões de poupança e investimento dos agentes económicos dependem de um ambiente económico estável.

Os recentes desenvolvimentos na economia europeia, em geral, e em Portugal, em particular, trouxeram para o debate público a questão da importância e do papel da política orçamental. No centro desta polémica encontra-se a dicotomia entre a política orçamental discricionária e a política orçamental com base em regras ou em restrições orçamentais, muitas vezes designados pelos estabilizadores orçamentais automáticos.

A assinatura dos Tratados de Maastricht em 1992 e de Amsterdão em 1997, que implementou o Pacto de Estabilidade e Crescimento, implicou uma perda de autonomia da política orçamental. A preocupação foi de que esta não contrariasse os grandes objectivos anti-inflacionistas, controlados pelo Banco Central Europeu. Contudo, não foi de todo esquecido o papel da política orçamental na estabilização da economia. Aliás, é vulgarmente invocado pelos organismos comunitários (Comissão Europeia (2001), (2002)), que o objectivo destas medidas é o de garantir que o orçamento, através dos seus estabilizadores automáticos, diminua as flutuações do ciclo económico a que as economias europeias estão sujeitas. Por sua vez, a política orçamental discricionária continua com um papel activo, visto que é a partir desta que os governos nacionais poderão corrigir os défices de orçamento, alcançando saldos próximos de zero ou mesmo excedentários. Esta forma de intervenção tem sido recorrentemente utilizada por alguns estados membros, para cumprir objectivos de défice inferiores a 3% do PIB e de forma a garantir uma consolidação orçamental.

O caso norte-americano tem sido particularmente pouco claro quanto à posição adoptada perante a utilização do orçamento. Por um lado, invoca-se o equilíbrio e disciplina orçamentais, tendo sido mesmo discutida a implementação de uma alteração constitucional que contemplasse o equilíbrio orçamental (Bayoumi e Eichengreen (1995)). Por outro, é usual recorrer ao défice para fazer face a condições económicas adversas.

Os recentes desenvolvimentos, empíricos e teóricos, tendem a dar maior ênfase a regras de política orçamental, em detrimento de uma postura mais activa desta. Nesta linha destaca-se, entre outros, o trabalho de Mihov e Fatás (2000) que aponta a política discrecionária como geradora de uma volatilidade indesejável no crescimento económico.

É objectivo desta dissertação aferir do espaço que cada acção de política orçamental tem na actualidade. Para tal recorrer-se-á a um estudo empírico aplicado a Portugal, onde será utilizado um instrumento econométrico, já vastamente explorado em questões de política monetária, e recentemente adoptado para estudos de política orçamental, os Vectores Autorregressivos (VARs).

Assim, na secção 2 é feita uma caracterização dos estabilizadores orçamentais automáticos e das políticas orçamentais discrecionárias. Nesta é discutida sua forma de funcionamento, tentando perceber as principais vantagens da utilização de medidas discrecionárias em paralelo com o funcionamento dos estabilizadores automáticos. Ambas as alternativas comportam perigos que serão discutidos ao longo da secção. Do levantamento dos principais contributos, percebe-se que existe uma maior simpatia por medidas baseadas em regras. Para a maioria dos autores as políticas discrecionárias são

apenas úteis para fazer face a condições económicas adversas que surjam na economia ou para corrigir desequilíbrios orçamentais indesejáveis.

Na secção 3 faz-se um levantamento de todos os trabalhos que foram desenvolvidos recorrendo aos métodos econométricos dos VAR's. Os principais contributos são discutidos, sendo agrupados segundo os critérios de identificação dos choques utilizados. Neste item considerou-se ainda pertinente fazer uma comparação entre os resultados de trabalhos com base em modelos VAR e os resultados de trabalhos que se socorrem de modelos macroeconómicos mais complexos, nomeadamente os utilizados por instituições internacionais como a OCDE, o FMI e a Comissão Europeia.

De seguida, a secção 4 inclui todo o trabalho empírico para a análise em questão. Recorrendo a dados trimestrais para a economia portuguesa, de 1982:1 a 2000:4, o objectivo deste ponto é o de aplicar a metodologia dos VAR utilizada por Blanchard e Perotti (2002). Feitos as devidas determinações prévias, testes de estacionaridade das séries, cálculo da ordem do VAR e estimação do modelo, a principal inovação desta dissertação consiste na identificação dos choques estruturais com base em informação institucional. Esta permitiu determinar as funções de resposta a impulso, que indicam as reacções do PIB da Receita Total e da Despesa Total a choques na economia. Os resultados obtidos são algo atípicos, visto que o PIB não reage da forma prevista a choques nas despesas e nas receitas do Estado.

Finalmente, a última secção apresenta as principais conclusões da tese.

2. Políticas Orçamentais de Estabilização do ciclo económico

As políticas orçamentais de estabilização do ciclo económico têm tido um tratamento diverso entre os economistas. Alguns consideram que se trata, comparativamente à política monetária, de um mecanismo com muitas falhas, tanto na sua eficácia na resolução de problemas cíclicos com que se deparam as economias, como na sua rapidez de actuação e na duração dos seus efeitos. No entanto, outros defendem que, apesar de mais eficiente, a política monetária deve cingir-se ao controlo da inflação, deixando o controlo do produto no campo de actuação da política orçamental (Taylor (2000)).

O objectivo desta secção consiste em aprofundar o papel que é dado à política orçamental no controlo do ciclo económico, abordando duas posturas que esta pode assumir, uma mais activa, a política orçamental discricionária, e outra menos, a política orçamental segundo regras.

Em contexto de integração europeia, referências a estas formas de intervenção são comuns. Assim, ao longo desta secção, será abordado o papel das políticas discricionárias e das regras de política orçamental na União Económica e Monetária (UEM).

2.1. Regras de Política Orçamental: os Estabilizadores Orçamentais Automáticos

O sucesso da aplicação das regras de Taylor na política monetária motivou que muitos defendessem a utilização de regras na política orçamental. O desempenho orçamental

das décadas de 1970 e 1980, com a verificação de défices excessivos que alimentavam uma dívida pública crescente, com a aplicação de medidas de política pró-cíclicas e com o aumento do sector público, com todas as suas implicações em termos de perda de eficiência e de criação de emprego, propiciou o crescimento deste tipo de teorias.

Segundo Alesina e Perotti (1995) a aplicação de regras é justificada pela necessidade de eliminar as irregularidades político-institucionais, muitas vezes presentes nas decisões dos políticos, frequentemente motivadas por questões de foro político, pessoal ou ideológico.

No âmbito da construção europeia, a aplicação de regras justifica-se pela necessidade de manter a independência do Banco Central Europeu (BCE), que segue o objectivo de estabilidade de preços. De acordo com Butti e Guidice (2002) a existência de *spillovers* da política orçamental para outros países da Comunidade também cria uma necessidade de recorrer a regras orçamentais. No contexto da UE, por serem uma imposição supranacional, as regras são mais fáceis de aplicar pelos governos nacionais, pois consegue-se mais facilmente reunir o apoio da opinião pública.

Num estudo elaborado para a economia norte americana, Alesina e Bayoumi (1996) constataram que a aplicação de regras reduz em termos médios o défice orçamental. No entanto, as limitações à actuação da política orçamental não reúnem consenso. As principais críticas feitas à aplicação de regras orçamentais prendem-se com a sua falta de flexibilidade e com a sua incapacidade de fazer juízos rigorosos das alterações das condições económicas. Apesar das objecções, é consensual que qualquer alteração às regras existentes, de forma a introduzir alguma flexibilidade, é contraproducente, pois

cria problemas de inconsistência inter-temporal da política orçamental e logo de credibilidade.¹

Em defesa da aplicação de regras na política monetária, bem como na política orçamental, Taylor (1993) critica a posição daqueles que consideram que as regras são estanques, um conjunto de disposições fixas ou de fórmulas mecânicas, que não obrigam a qualquer juízo por parte dos decisores de política e que, muitas vezes, são difíceis de aplicar. Segundo o autor, as regras não devem ser entendidas como o crescimento constante de alguma variável, mas como uma regra de *feedback*. Aqui se incluem as regras de ouro, em que o endividamento do Estado iguala os seus investimentos, as regras de investimento fixo, onde o rácio dívida pública sobre o PIB é mantido constante ao longo do ciclo e ainda as regras dos estabilizadores orçamentais automáticos.

Dado ao enfoque que actualmente é atribuído aos estabilizadores orçamentais automáticos, nomeadamente nas discussões associadas ao processo de construção europeu, o estudo desta secção vai incidir nessa regra de política orçamental.

2.1.1. O FUNCIONAMENTO DOS ESTABILIZADORES AUTOMÁTICOS

Os estabilizadores orçamentais automáticos, como o nome indica, são componentes do orçamento que respondem de forma automática e inversa aos desenvolvimentos económicos. São portanto variações ocorridas nas despesas e nas receitas do Estado, sem que para tal tenha havido decisões por parte das entidades competentes neste sentido. De acordo com a OCDE (1999) os elementos nestas condições são, do lado das

¹ Estas questões foram debatidas para a política monetária.

despesas, os subsídios de desemprego e, do lado das receitas, as várias receitas de impostos².

Como foi referido os estabilizadores automáticos são mecanismos do orçamento que reagem inversamente ao ciclo económico, ajudando desta forma o seu suavizamento. A dimensão de tais efeitos vai depender da sua construção, ou da própria estrutura da economia. Segundo Van den Noord (2000), um factor importante para a sensibilidade cíclica da posição orçamental é a dimensão do sector Estado pois, sendo mais seguro, está sujeito a menores oscilações.

A progressividade do sistema fiscal é também determinante para funcionamento dos estabilizadores automáticos. Quanto mais progressivo for, maior será a variação das receitas em resposta a flutuações do rendimento. Assim, ao reduzir a volatilidade do rendimento líquido das famílias (rendimento pós-impostos e subsídios), o sistema fiscal progressivo torna mais pronunciado o efeito dos estabilizadores automáticos. Aqui convém referir que este resultado tem como pressuposto que as famílias têm restrições de liquidez, portanto não podem fazer face a flutuações no seu rendimento. O Estado, podendo alterar o nível dos impostos, teoricamente não tem qualquer limitação de liquidez e logo terá o papel de garantir às famílias a estabilidade do seu consumo, através da estabilidade do seu rendimento líquido. Além da progressividade da tabela fiscal percebe-se, pelo o que foi supra referido, que a própria sensibilidade das bases colectáveis ao ciclo económico é importante para o funcionamento dos estabilizadores automáticos.

² Méritz (2000) destaca ainda a existência de estabilizadores quase-automáticos. Estes são um conjunto de instrumentos orçamentais que, apesar de não terem na sua construção mecanismos que garantam uma reacção imediata às flutuações económicas, incluem orientações que são implementadas aquando da verificação de determinadas condições económicas.

Na outra vertente de actuação dos estabilizadores, o lado da despesa, encontra-se o subsídio de desemprego. De acordo com Budnevich (2002), a quantidade de salário substituído pelo subsídio de desemprego e o número de desempregados cobertos pelo benefício desempenham um papel importante. A interpretação é simples: se a quantidade de salário substituída pelo subsídio de desemprego for baixa, os estabilizadores automáticos terão um efeito pouco pronunciado ao longo do ciclo económico, pois não proporcionam a devida compensação de rendimento aquando de uma perda desse em fase descendente do ciclo. O mesmo raciocínio pode aplicar-se ao caso dos desempregados, isto é, se forem poucos os contemplados com o subsídio os efeitos dos estabilizadores automáticos serão reduzidos.

A resistência das restantes componentes do saldo orçamental a flutuações económicas pode aqui ser interpretada como uma componente importante do funcionamento dos estabilizadores orçamentais automáticos. Visto serem fixadas numa base anual pelo orçamento, ao não reagirem ao ciclo do produto, não afectam o funcionamento dos estabilizadores.

Existem, no entanto, mecanismos imprevistos que influenciam os estabilizadores automáticos, impedindo o seu bom funcionamento. De acordo com Van den Noord (2000), quando a posição orçamental se torna insustentável, devido a um comportamento cíclico anormal, a confiança dos agentes económicos tende a diminuir. Isto faz aumentar o prémio de risco das taxas de juro de longo prazo, com efeitos negativos na actividade económica. O autor considera que, quando isto acontece, o efeito negativo sobre a despesa tende a reduzir ou mesmo inverter o efeito dos estabilizadores automáticos. Van den Noord alerta também para a possibilidade de se manifestarem efeitos não keynesianos da política orçamental. Por estes entende-se como

o aumento da poupança das famílias, prevendo uma maior imposição fiscal futura, aquando de uma deterioração das contas do Estado. Isto será tanto mais válido quanto maior o nível de dívida pública. Os estabilizadores automáticos, tal como referido, ajudam o suavizamento das variações do produto e actuam através do rendimento disponível das famílias. Portanto, manter este agregado constante ao longo do ciclo e consequentemente o consumo e a poupança constantes, é o canal privilegiado deste instrumento. Assim, qualquer distorção introduzida no mercado, que leve a um enviesamento entre a poupança e o consumo, pode prejudicar a redução das flutuações do ciclo levada a cabo pelo funcionamento dos estabilizadores automáticos, ao fazer que o consumo não reaja da forma desejada aos seus estímulos.

São ainda apontados em documentos oficiais da Comissão Europeia (2001), outros factores associados aos estabilizadores automáticos e que afectam o seu funcionamento. Como referido, a dimensão dos impostos e dos subsídios desempenha um papel preponderante no deste mecanismo. No entanto, pelas suas implicações no mercado de trabalho, um nível de intervenção do Estado desajustado, com impostos sobre o trabalho e/ou com subsídios de desemprego elevados, pode reduzir os incentivos a trabalhar, pois os desempregados não procurarão novos empregos, aceitarão condições de trabalho diferentes ou adquirirão formação. Trata-se de uma perspectiva partilhada por Buti et. al (2002) e defendida por economistas mais ligados à escola dos *Real Business Cycles* (RBC). Esta corrente associa o funcionamento dos estabilizadores automáticos ao mercado de trabalho e deste ao produto. Do lado das empresas, um sistema fiscal desajustado pode reduzir os incentivos a investir ou a inovar.

2.1.2. A DIMENSÃO DOS ESTABILIZADORES AUTOMÁTICOS

Analizada a forma de funcionamento deste instrumento de política orçamental e vistos os mecanismos que influenciam o seu funcionamento, importa saber qual a dimensão que deverão ter as componentes do saldo orçamental identificadas, para que se alcance o nível de estabilização desejado.

Os países, devido à existência de outros factores que afectam o ciclo económico, têm diferentes necessidades em termos de dimensão dos estabilizadores automáticos. Van den Noord (2000), num estudo desenvolvido para países da OCDE, aponta alguns desses factores. As importações, elemento sensível às variações de curto prazo da economia, como afectam negativamente o rendimento, segundo o autor têm um efeito suavizador na procura agregada³. Daqui deduz-se que países com maior grau de abertura não necessitam de apostar fortemente nos estabilizadores automáticos, pois têm outros mecanismos que ajudam a minimizar as flutuações no produto. No entanto, Rodrik (1998) contraria esta tese num estudo onde relaciona o nível de abertura de um país com a dimensão do Estado⁴. Constata que, para reduzir os riscos que advêm do exterior, países mais abertos têm necessidade de uma maior presença do Estado⁵.

³ Em contabilidade nacional, o Produto é dependente negativamente das importações que, por sua vez, dependem positivamente do produto.

⁴ A dimensão do Estado é muitas vezes associada à própria dimensão dos estabilizadores automáticos. Van den Noord (2000) encontrou uma forte correlação entre a dimensão do Estado e os estabilizadores automáticos. Alguns autores, como Fatás e Mihov (2001), usam mesmo a dimensão do Estado como *proxy* da dimensão dos estabilizadores automáticos.

⁵ De acordo com o autor, dado um elevado grau de abertura, o aumento da dimensão do Estado (medido como as despesas menos o consumo), tem como intuito garantir alguma segurança aos agentes económicos em contexto de maior risco na variação do seu rendimento que advém do comércio. Sendo um sector de actividade mais seguro e pouco propenso a variações, o Estado ao ter uma maior posição na economia consome uma maior fatia do rendimento nacional, reduzindo a sua variabilidade.

Apesar de haverem visões distintas, existe algum consenso quando associam diferentes níveis de abertura a diferentes necessidades dos estabilizadores.

Portanto, a existência na economia de outros mecanismos que ajudam a suavizar o ciclo económico pode condicionar a decisão quanto à dimensão óptima a assumir pelos estabilizadores automáticos. Segundo as Teorias do Rendimento Permanente o comportamento consumidor dos agentes responde pouco a flutuações do produto, e logo do rendimento, pois a poupança funciona como o elemento amortecedor, aumentando em fase de expansão económica e reduzindo em fase recessiva. A reacção dos mercados financeiros e das condições monetárias, por reagirem às flutuações económicas, são outros canais importantes que podem afectar os mecanismos de estabilização orçamental. Finalmente, as próprias variações pró-cíclicas da produtividade do trabalho, evitam grandes oscilações na procura de trabalho e logo estabilizam o desemprego, com efeitos no rendimento, no produto e, portanto, no funcionamento dos estabilizadores automáticos (Van den Noord (2000)).

Na União Europeia as diferenças entre os países são evidentes. Apesar de estar sob a condução de uma mesma autoridade monetária, a coordenação da política orçamental entre os Estados membros, e logo dos estabilizadores, não é vista como desejável. Canzoneri *et al* (2000) alertam que, pelos países serem afectados por choques idiossincráticos ou por responderem de forma diferenciada à política monetária comum, a construção dos estabilizadores automáticos deve ser diferente. Butti *et al* (2002) num estudo elaborado para os países pertencentes à UEM e usando como base o modelo macroeconómico INTERLINK, concluem que países pequenos e com um elevado grau de abertura têm vantagens em reduzir o nível de imposição fiscal e logo dos estabilizadores automáticos. Os autores consideram que, dada a sua maior abertura,

estes países conseguem amortecer parte dos choques da procura através do comércio externo.

Além da dimensão dos estabilizadores orçamentais automáticos dever ser diferente entre os países, esta deve variar ao longo do tempo. Quando se verifica um desajustamento entre o nível de estabilização proporcionado por este instrumento e o desejado, o Estado deve alterá-lo sem prejudicar a posição orçamental, o que poderá implicar uma revisão das despesas.

Melhorar o funcionamento dos estabilizadores automáticos, bem como a vertente cíclica de algumas componentes do saldo orçamental, de forma a ajustá-los às necessidades de um país, pode ser a melhor alternativa para reduzir a volatilidade do produto. No entanto, à que ter em atenção que em alguns casos a dimensão dos estabilizadores orçamentais automáticos não é a que mais se coaduna com o objectivo de suavização do ciclo económico mas sim com os objectivos de justiça social e de redistribuição de rendimento.

2.1.3. A EFICÁCIA DOS ESTABILIZADORES AUTOMÁTICOS

A capacidade dos estabilizadores em reduzir as flutuações económicas está intimamente associada ao tipo de choques que atinge a economia, se de oferta ou de procura, da forma como os agentes percebem a mudança das variáveis orçamentais, se temporárias ou permanentes, e do estado das contas públicas, se deficitário ou não.

Um dos contributos nesta matéria foi apresentado de Buti e in't Veld (2002) num trabalho em que analisam o impacto do funcionamento dos estabilizadores orçamentais automáticos face a diferentes tipos de choques. Constatam que, aquando de um choque

da procura, os sistemas fiscais e de bem-estar social existentes na economia permitem obter os efeitos desejados, ou seja, um controlo do produto e da inflação. O mesmo não acontece quando se verifica um choque da oferta, permanente ou temporário, sendo o resultado diferenciado quer se trate de uma economia pequena ou grande. Em contexto de uma União Monetária, como a UEM, concluem que um choque de oferta temporário, como um choque negativo de produtividade do trabalho, origina, através do efeito de estabilização do produto, um aumento da inflação. Quando se trata de um país grande, a reacção das autoridades monetárias, em resposta ao aumento da inflação, leva ao aumento da taxa de juro, com a consequente redução do produto. Esta reacção será tanto maior quanto mais persistentes forem os estabilizadores automáticos. Para uma economia pequena, visto ter um peso baixo na inflação média comum, a resposta das autoridades monetária é reduzida. Neste caso, aquando de um choque de oferta interna a única consequência para países de pequena dimensão é a perda de competitividade, dado o aumento da inflação. Esta perda será tanto maior quanto mais pronunciada for a variação do produto e logo da inflação, em resposta ao funcionamento dos estabilizadores automáticos⁶.

No que concerne a um choque de oferta permanente devido, entre outros motivos, a avanços tecnológicos, se não for atempadamente percebido pelo Estado, o funcionamento dos estabilizadores automáticos pode atrasar o processo de ajustamento da economia para o seu novo nível de produto potencial, com consequências na posição orçamental.

Auerbach e Feenberg (2000), ao analisarem os efeitos no ciclo do produto dos impostos federais nos EUA, constataam que, para que estes sejam consideráveis, é necessário que

⁶ Maiores estabilizadores automáticos resultam numa curva AD mais inclinada.



a variação do rendimento pós-impostos (rendimento disponível) se traduza numa menor volatilidade das despesas das famílias em bens e serviços. Todavia, neste artigo concluem que uma grande reacção do consumo a uma variação do rendimento disponível não é coerente com um comportamento racional e *forward looking* dos agentes, a menos que a variação seja de longo prazo e que as famílias se deparem com restrições de liquidez. Isto é verdade porque o consumo, de acordo com os autores, varia em função das medidas de riqueza e do rendimento permanente.

Do lado da oferta, mais concretamente do lado do mercado de trabalho, Auerbach e Feenberg (2000) apontam que, quando se verifica uma queda do rendimento, a existência de um sistema fiscal progressivo origina, pelo efeito substituição, um aumento da oferta de trabalho das famílias (por comparação com o sistema fiscal proporcional). Já aquando de um aumento do rendimento, o próprio sistema fiscal desencoraja esta oferta. Assim, a natureza temporária da variação dos impostos, que funciona contra a estabilização do lado da procura (visto não haverem grandes alterações comportamentais no consumo), reforça o impacto do lado da oferta.^{7,8} Esta posição é contrária à visão Keynesiana que, assumindo rigidez de preços e salários, admite apenas efeitos dos estabilizadores automáticos do lado da procura, nomeadamente no rendimento disponível e no consumo e não do lado da oferta, no mercado de trabalho.

A capacidade estabilizadora do orçamento pode ser gravemente afectada se forem colocados entraves ao seu livre funcionamento com a aplicação de regras orçamentais.

⁷ Diz-se “redução” por comparação com uma situação de impostos proporcionais.

⁸ Na medida em que um aumento do rendimento e da procura de trabalho gera o aumento da taxa de imposto, que por sua vez leva à redução da oferta de trabalho e logo origina uma redução do produto e vice-versa

Bayoumi e Eichengreen (1995), com o intuito de determinar o efeito de restrições orçamentais concluem que, de forma a cumprir os limites impostos, os ajustes encetados pelo Estado afectam a resposta cíclica do orçamento. Segundo os mesmos, ao reduzir a variabilidade do orçamento, estas limitações podem originar um aumento da variância do produto. Estas preocupações também são manifestadas no trabalho de Eichengreen (1996) que, aplicando ao caso europeu, adverte da necessidade de flexibilizar o Procedimento de Déficit Excessivo⁹ para evitar que países com défices acima dos 3% exigidos tenham de recorrer a cortes “dolorosos”, com efeitos na capacidade de estabilização do orçamento.

Finalmente, e como já foi referido anteriormente, níveis de dívida e de déficit públicos elevados têm implicações ao nível da credibilidade do Estado e fazem com que os agentes económicos ajustem o seu comportamento, prevendo um aumento nas taxas de juro e de inflação. As bases de incidência dos estabilizadores automáticos sofrem uma alteração, afectando a variabilidade das componentes do orçamento.

2.1.4. PERIGOS INERENTES AO FUNCIONAMENTO DOS ESTABILIZADORES AUTOMÁTICOS

Os estabilizadores orçamentais automáticos, apesar de aparentemente serem um bom instrumento de política orçamental, comportam alguns riscos. Politicamente é mais fácil deixar os estabilizadores funcionarem livremente em fase de abrandamento económico do que em fase de expansão. Assim, o Estado ao não permitir que este instrumento

⁹ O Pacto de Estabilidade e Crescimento foi adoptado pela União Europeia numa resolução (97/C 236/01) do Conselho de Amsterdão de 17 de Junho de 1997. Surge na sequência do projecto de criação da moeda

tenha um comportamento simétrico ao longo do ciclo corre riscos em termos de um desequilíbrio das contas públicas¹⁰. Neste caso, os recursos recolhidos através dos impostos em fase ascendente do ciclo económico, são muitas vezes usados nesta mesma fase, esgotando-se os meios necessários para manter as contas equilibradas em fase de menor vigor económico. Consequentemente, e de forma a resolver o desequilíbrio nas contas públicas em fase recessiva, é normal que o Estado recorra à emissão de dívida pública. O aumento dos impostos resultante deste comportamento assimétrico do Estado tem consequências sociais, de estabilização económica e no aumento da taxa de juro que, se superior à taxa de crescimento da economia, pode originar um rácio dívida/PIB insustentável¹¹.

O próprio desenho dos estabilizadores automáticos comporta alguns riscos. Butti *et al*, (2002), ao tentar aferir da existência de um trade-off entre estabilidade e flexibilidade, analisam os dilemas existentes entre o nível de estabilização desejado e o grau de eficiência no mercado de trabalho. De acordo com este estudo, a origem indesejável dos efeitos dos estabilizadores automáticos está nos efeitos de um sistema fiscal progressivo sobre a oferta de trabalho, os salários e, principalmente, sobre a inclinação da curva AS (Oferta Agregada). Uma progressividade acentuada do sistema fiscal faz com que os empregados exijam maiores aumentos salariais para compensar a maior taxa de imposição fiscal. Essa exigência vai, por sua vez, implicar respostas mais modestas do

única europeia e, em particular, do Tratado da União Europeia de Maastricht de 1992. Este prevê a aplicação do Procedimento de Défice excessivo quando os países ultrapassem o limite do défice previsto.

¹⁰ Tal preocupação é partilhada no Boletim Mensal do Banco de Portugal (Março 2002), que associa, perante uma situação insustentável das contas públicas, a alteração do comportamento dos agentes económicos à perda de credibilidade do Estado.

¹¹ Para mais detalhes ver Van den Noord (2000).

emprego¹². Assim, a resposta dos salários a variações no desemprego, devido ao aumento do produto e/ou redução da inflação será aumentada por este mecanismo. A principal implicação deste resultado é, segundo os autores, a existência de uma curva AS mais inclinada. Concluem que, comparativamente ao caso tradicional (aqui fazendo a referência ao caso keynesiano), em que se ignoravam os impactos do lado da oferta, o efeito dos estabilizadores automáticos aquando de um choque de oferta pode ser destabilizador ao nível do o produto.

Por último, e como já foi referido, os sistemas de impostos e benefícios (subsídios de desemprego), por servirem objectivos como a redistribuição e a segurança do rendimento, podem atrasar o ajustamento necessário em fase de recessão, contribuindo para a fraca performance da economia. Isto verifica-se devido ao desajuste da dimensão dos estabilizadores automáticos e o nível de estabilização desejado.

2.1.5. ESTUDOS EMPÍRICOS E PRINCIPAIS RESULTADOS

Alguns dos estudos, cujo objectivo é determinar a capacidade dos estabilizadores automáticos em reduzir a volatilidade do ciclo económico, recorrem a modelos macroeconómicos. Van den Noord (2000),* socorrendo-se de um modelo da OCDE, o INTERLINK, fez um estudo para uma amostra de países pertencentes a essa organização. Através do cálculo do output hiato e de elasticidades das várias componentes do orçamento, constata que na década de 90 os estabilizadores

¹² Por outro lado, a existência de subsídios de desemprego, que funcionam como salários de reserva, tornam os trabalhadores pouco preocupados como os efeitos adversos de salários superiores.

automáticos reduziram em média as flutuações económicas em cerca de $\frac{1}{4}$ ¹³. Recorrendo a outro modelo macroeconómico, QUEST¹⁴, Brunilla *et al* (2002) analisam os efeitos de choques no consumo privado, no investimento privado e nas exportações em países da União Europeia. Determinam em 20% a 30% a redução da flutuação do produto aquando de um choque da procura privada e uma redução mais modesta para os restantes choques. As diferenças encontradas entre países são justificadas pelos diferentes pesos relativos dos impostos indirectos, que afectam directamente o consumo. Apesar de mais modestos, os resultados para os choques no investimento privado e nas exportações, devido à menor sensibilidade do orçamento a eles, são ainda assim satisfatórios, pois se consegue uma redução na volatilidade do produto e na inflação. Aliás, são poucas e pouco expressivas as componentes do orçamento que incidem sobre o investimento e as exportações, uma vez que esta se encontra mais concentrada nos impostos indirectos, daí os resultados por eles obtidos.

Os resultados supramencionados são contestados por outros trabalhos que, tal como nos casos anteriores, recorrem a modelos macroeconómicos. Barrell e Pina (2004), usando o modelo NiGEM, encontraram evidência de uma menor capacidade dos estabilizadores automáticos, cerca de 11% para a média dos países da UEM¹⁵. Cohen e Follette (1999), recorrendo ao modelo FRB/US num estudo para a economia norte americana, constataam que os estabilizadores automáticos reduzem em 10% a

¹³ Estes resultados, segundo o autor variam de país para país devido a diferentes graus de abertura e a diferentes respostas da política monetária a flutuações económicas.

¹⁴ A eficácia dos estabilizadores orçamentais automáticos é determinada pela multiplicação entre a variação do saldo orçamental induzida pelo o ciclo económico e a média ponderada dos multiplicadores de curto prazo das receitas e das despesas do Estado.

¹⁵ Para determinar a dimensão e eficácia dos estabilizadores automáticos, analisam dois regimes, um onde os estabilizadores são livres de responder ao output gap e outro onde medidas de políticas discrecionária são tomadas de forma a eliminar o efeito dos estabilizadores automáticos.

volatilidade do produto no caso de um choque de procura e que o efeito é quase negligenciável no caso de um choque de oferta.

Uma forma alternativa de estudar o efeito dos estabilizadores automáticos foi utilizada por Fatás e Mihov (2001). Sem recorrer a modelos macroeconómétricos complexos, os autores usam a dimensão do Estado como *proxy* dos estabilizadores, medida como o rácio entre a soma das despesas e receitas e o produto. A vantagem face a abordagens anteriores é a de que não necessitam de determinar elasticidades, o que implicaria assumir hipóteses adicionais para definir as relações estruturais entre as variáveis do orçamento e o ciclo do produto. Como já havia sido constatado por Van den Noord (2000) a dimensão do Estado está correlacionada com as elasticidades calculadas, daí estes autores considerarem uma medida adequada para os seus propósitos. Usando dados para alguns países da OCDE, EUA, Canadá e Japão, relacionam a volatilidade do produto, medido como o desvio padrão do crescimento do PIB, e a dimensão do Estado, medido em logaritmo. Concluem que existe uma relação negativa entre estas variáveis, corroborando a ideia de que os estabilizadores automáticos têm de facto capacidade de reduzir as flutuações do ciclo do produto^{16,17}. Fazendo uma análise apenas para os EUA, com vista a eliminar problemas de endogeneidade em amostras internacionais, devido à existência de regras distintas, instituições e entidades que conduzem a política económica diferentes, chegam aos mesmos resultados. Em suma, a principal conclusão

¹⁶ Encontram evidência de que estes resultados são robustos à introdução de mais variáveis, como o grau de abertura da economia, como indicado por Rodrik (1998), e ao cálculo de novas regressões recorrendo ao método das variáveis instrumentais.

¹⁷ Procedendo a uma desagregação das componentes do orçamento, em despesas salariais, não salariais, transferências, impostos indirectos e impostos directos, Fatás e Mihov (2001) estudam igualmente os efeitos dos estabilizadores automáticos sobre o rendimento disponível e consumo privado. Constatam que, à semelhança dos resultados anteriores, o Estado tem capacidade de reduzir a volatilidade dos agregados referidos.

deste trabalho é que um Estado de maior dimensão, por ser um sector institucional seguro, reduz a volatilidade do produto.

Em jeito de conclusão, usando métodos diferentes, os vários estudos encontram evidências de que os estabilizadores automáticos contribuem para a redução da volatilidade do produto. Estes diferem, contudo, na dimensão deste efeito.

2.2. As Políticas Discrecionárias

As medidas de política discrecionária, contrariamente à aplicação de regras orçamentais, exigem um julgamento prévio dos decisores de política acerca das condições económicas. Podem actuar através da alteração das taxas de impostos ou transferências sociais, do número de funcionários públicos, dos salários do sector ou através do investimento público.

A defesa deste tipo de medidas teve o seu auge nas décadas de 1950 e 1960 com as medidas keynesianas. Nesta altura o efeito multiplicador da política orçamental era visto como algo importante e de grande destaque dada a capacidade de fazer recuperar a economia de uma fase recessiva¹⁸. Actualmente, este tipo de medidas tem perdido importância e o seu papel tem-se reduzido a questões de mais médio e longo prazos, isto é, que não dizem respeito à vertente de estabilização de curto prazo da economia.

¹⁸ Considerava-se que medidas activas de recuperação/estabilização da economia eram um instrumento fundamental para impulsionar a economia em fase de abrandamento.

2.2.1. ÂMBITO DE ACTUAÇÃO

Taylor (2000) aponta algumas condições em que é desejável uma intervenção da política orçamental de forma mais discrecionária. Analisando os efeitos da política orçamental, funcionando em conjunto com a política monetária, o autor considera que, por questões ligadas a eficiência, deve-se dar primazia aos instrumentos monetários para a resolução de desequilíbrios na economia. Contudo, aponta algumas situações em que é necessária uma intervenção mais activa da política orçamental. Uma destas surge quando a economia cai numa espiral recessiva e deflacionista, mais concretamente quando é “apanhada” na armadilha de liquidez. Neste caso a política monetária é incapaz de estimular a procura, sendo a política orçamental discrecionária a única forma de sair da recessão. Esta posição é apoiada por Feldstein (2002) que, apesar apresentar argumentos contrários à política orçamental discrecionária, defende a aplicação destas medidas em situações de descida prolongada da procura agregada, com as taxas de juro e de inflação baixas. Neste artigo é igualmente defendido que, para conservar a credibilidade da política monetária, esta deve se manter restrita ao controlo da inflação, deixando a tarefa de manter o nível de produto próximo do seu potencial às autoridades orçamentais. Finalmente, segundo Feldstein (2002), a política orçamental é mais eficaz no combate a eventuais desvios verificados no produto, quando comparada com a política monetária, no caso geral de câmbios fixos com perfeita mobilidade de capitais.

No âmbito da construção europeia tem-se discutido o papel das políticas orçamentais discrecionárias, apesar de se favorecer o papel dos estabilizadores automáticos. Em documentos oficiais da UE, Comissão Europeia (2002), estão previstas algumas situações em que poderá ser desejável recorrer a uma forma de actuação mais activa por parte de Estado, muitas delas com vista a não comprometer os objectivos de



estabilidade de preços do Banco Central Europeu (BCE). Quando os países são afectados por choques de procura externa, uma taxa de inflação acima ou abaixo da média poderá ser apenas o resultado de uma resposta óptima dos mercados. Se o choque de procura for interno, o Estado deverá estar preparado para combater pressões inflacionistas/deflacionistas que possam eventualmente ocorrer. Por outro lado, para que os países pertencentes à UEM não excedam o limite fixado de 3% do PIB de défice público, a política orçamental restritiva discrecionária é necessária. Em ambos os casos a Comissão aconselha que, quando assumirem uma posição de equilíbrio ou excedentária, os países devem deixar os estabilizadores automáticos funcionarem livremente.

Num documento oficial do BCE¹⁹ são previstas outras condições em que se justifica recorrer a medidas discrecionárias de política orçamental, como as alterações das prioridades de despesa, da composição das taxas de imposto e das características dos impostos. Também, e como já foi de certa forma referido, para preservar a sustentabilidade das contas públicas a médio prazo, o Estado pode ser obrigado a aplicar medidas drásticas. Neste caso, os efeitos não keynesianos da política orçamental podem reduzir o impacto imediato de uma consolidação.

Finalmente, a política discrecionária é desejada aquando de um choque de oferta temporário em que os estabilizadores automáticos afastam a economia dos seus objectivos de inflação²⁰. Se o choque tiver uma natureza permanente, os estabilizadores automáticos ajustam a economia ao nível do produto potencial anterior, sendo neste caso aconselhável tomarem-se medidas de política discrecionária de forma a corrigir este desajustamento. Ainda, quando se verificarem condições cíclicas anormais ou irreversíveis, como por exemplo a sucessão de choques de procura com o mesmo sinal,

¹⁹ Boletim Mensal de Abril 2002.

em que não é suficiente o funcionamento dos mecanismos automáticos, o Estado terá de adoptar medidas específicas ao caso²¹.

Apesar de pertinentes, as reflexões apresentadas acerca do papel das políticas discricionárias tendem a dar-lhe um papel de recurso na estabilização do ciclo do produto, quando outros mecanismos não funcionam ou se mostram insuficientes.

2.2.2. PERIGOS DA UTILIZAÇÃO DA POLÍTICA ORÇAMENTAL DISCRICIONÁRIA

Muitos dos argumentos contra as políticas discricionárias não estão associados à sua capacidade de estabilização do ciclo económico, mas sim a questões de economia política e de restrições institucionais.

O Estado, por ter de fazer um novo orçamento e propor legislação para ser submetida, sujeita a alterações e a debate, antes de ser aprovada ou rejeitada, faz com que uma medida ex-ante passe a ser ex-post, não respondendo atempadamente a uma situação particular da economia - lag de implementação. Dado que muitas decisões temporais de consumir, poupar ou investir, são influenciadas por medidas de política orçamental, qualquer atraso na sua implementação, poderá ter efeitos económicos severos, na medida em que se atrasam os sinais de recuperação económica após uma situação de menor vigor económico.

No documento Comissão Europeia (2002) aponta-se um outro perigo da discricionariedade da política orçamental, a sua irreversibilidade. Para evitar o aumento

²⁰ Butti *et al* (2002).

²¹ No caso de uma sucessão de choques negativos sobre a procura, deixar os estabilizadores automáticos funcionar livremente poderá não ser suficiente nem sustentável ao nível do saldo orçamental. Além da

do défice e logo o acumular de dívida pública, um relaxamento discrecionário em recessão deve ser acompanhado por um aperto discrecionário em fase de maior fulgor económico. Contudo, devido a dificuldades políticas, tal orientação não é facilmente implementada, o que origina um problema de enviesamento do défice e dívida pública. A irreversibilidade da política discrecionária é também um problema quando se alteram das condições económicas que deram origem à sua implementação. Aqui, em vez de reduzir a instabilidade económica, as políticas discrecionárias, por serem pró-cíclicas, podem aumentá-las. Os consequentes aumentos do défice e da dívida pública geram efeitos perversos sobre o investimento e podem originar um aumento da carga fiscal.

Tal como na política monetária, a política orçamental discrecionária está sujeita ao problema de inconsistência intertemporal, com implicações na credibilidade das medidas de política.

Subjacente à adopção da política discrecionária, surge na literatura que se debruça sobre questões de economia política, um outro perigo²². Esta invoca que a política discrecionária segue, não o ciclo económico, mas o ciclo político. Alerta que, motivados por uma reeleição, os governantes defendem acções que tendem a seguir uma racionalidade diferente daquela que seria desejável, esperando-se uma expansão orçamental antes das eleições e uma contracção logo após a reeleição. Destas medidas enviesadoras resulta uma volatilidade anormal do produto durante este período, daí que se defenda a imposição de regras.

duração, a dimensão do choque poderá ser um factor que poderá levar o Estado a adoptar medidas discrecionárias específicas.

²² Em Alesina e Perotti (1995) e Fatás e Mihov (2002).



No seio na UE, a política discricionária é vista como um risco para a condução da política monetária. De acordo com a Comissão Europeia (2002) a discricionariedade orçamental pode prejudicar o funcionamento do BCE dados os seus efeitos na inflação.

2.2.3. CAPACIDADE ESTABILIZADORA DAS POLÍTICAS ORÇAMENTAIS DISCRICIONÁRIAS, ESTUDOS EMPÍRICOS E PRINCIPAIS RESULTADOS

De acordo com a evidência empírica a capacidade de estabilização deste instrumento de política tem sido reduzida. Segundo Feldstein (2002) os defensores das políticas discricionárias socorrem-se da análise dos multiplicadores para justificar cortes nos impostos e/ou aumentos nos gastos do Estado para, desta forma, relançar a procura agregada. Esta onda keynesiana, que dominou durante as décadas de 1950 e 1960, foi ultrapassada pela evidência que esse multiplicador é reduzido. Segundo o autor a elevada propensão marginal a poupar aquando de choques orçamentais temporários justifica essa alteração. No entanto, considera que, compensar com maior vigor discricionário o baixo multiplicador, poderá não ser o mais indicado, pois pode-se incorrer num aumento do défice e da dívida pública.

Por sua vez, Taylor (2002) defende que a política orçamental discricionária tem efeitos temporários sobre o PIB e que o *timing* e dimensão desses estão envoltos em grande incerteza.²³ Por isso, o autor considera que a política discricionária deve cingir-se a questões de médio e longo prazos que exijam poucas alterações, como mudanças estruturais nos sistemas fiscal e de segurança social. No trabalho da Comissão Europeia (2002) conclui-se mesmo que a política discricionária foi na maioria dos casos contra-

²³ Posição também defendida por Auerbach (2002).

cíclica aquando de episódios de *output gap* negativo e pró-cíclica ou mesmo neutra aquando um *output gap* positivo. Estes resultados permitem deduzir que este instrumento de política não contribui para a estabilização do ciclo do produto, o que corrobora a tese de grande incerteza dos efeitos dessa forma de actuação política.

Ainda na linha da imprevisibilidade dos efeitos da política orçamental discrecionária encontram-se os chamados efeitos não keynesianos. Segundo Feldstein (2002) esses podem surgir na sequência de uma política orçamental expansionista, porque os agentes económicos criam expectativas de um aumento futuro da dívida pública e logo das taxas de juro futuras. Isto gera uma retracção na economia e consequentemente uma redução das taxas de juro de curto prazo²⁴.

No que concerne aos estudos empíricos feitos neste campo, uma nova linha de análise tem recorrido ao método econométrico dos Vectores Autoregressivos (VARs). Sem entrar em grandes desenvolvimentos, visto que se trata de uma questão a ser abordada em mais pormenor na secção seguinte, os principais resultados desta vertente indicam um maior efeito sobre o produto dos choques orçamentais do lado da despesa, comparativamente ao efeito dos choques orçamentais do lado das receitas.

²⁴ Giavazzi e Pagano (1999) associam estes efeitos a situações de consolidação orçamental, onde, países a braços com problemas de sustentabilidade das finanças públicas, conseguem expandir a sua economia após severas políticas orçamentais contraccionistas, ou de consolidação. Este mecanismo está intimamente ligado às previsões dos agentes económicos de um futuro melhor.

2.3. Comparação dos efeitos dos estabilizadores orçamentais automáticos e da política orçamental discrecionária na suavização do ciclo económico

As principais conclusões dos estudos feitos neste campo apontam claramente para uma preferência dos estabilizadores automáticos face à utilização de medidas de política discrecionária. Apesar de não ser um instrumento isento de críticas, os estabilizadores automáticos, segundo os seus defensores, introduzem menos enviesamentos e instabilidade à economia, do que as medidas discrecionárias de política orçamental. Com o intuito de criar uma zona monetária com estabilidade de preços, as indicações constantes no Tratado de Maastricht e no Pacto de Estabilidade e Crescimento, defendem que, quando obtiverem uma posição orçamental equilibrada ou excedentária, os países devem deixar funcionar livremente os estabilizadores automáticos. Estes, neste caso, deverão compensar os países da perda do instrumento monetário e cambial aquando de um choque idiossincrático. A política discrecionária seria apenas útil numa fase intermédia de consolidação orçamental.

Fatás e Mihov (2002) comparam, usando um modelo onde colocam como variável dependente a volatilidade do crescimento do PIB e como variáveis independentes a volatilidade da política orçamental²⁵ e um conjunto de variáveis de controlo²⁶, os efeitos de uma política orçamental discrecionária e dos estabilizadores orçamentais automáticos. Fazendo controlos para evitar enviesamentos, constata-se que a política discrecionária é uma importante fonte de volatilidade do produto, que pode mesmo prejudicar o crescimento da economia.

²⁵ Obtida através do resíduo de uma regressão, retirada de Baltagi (1995), que explica a dimensão do Estado (medida como o rácio entre os gastos e receitas do Estado e o PIB) como uma função da variação do próprio desfasado, da variação do Produto e da variação de um indicador do ciclo económico.

²⁶ Onde se incluem o logaritmo da dimensão do Estado, o PIB per capita e uma variável indicadora no nível de abertura da economia.

Por sua vez, Méritz (2000), num estudo feito para países pertencentes à UEM em que usa informações acerca da condução das políticas monetária e orçamental, constata que o efeito dos estabilizadores automáticos na suavização do ciclo económico é reduzido. Conclui, portanto, que existe então espaço para a condução de uma política discrecionária.

Os estudos apresentados permitem apenas tirar uma conclusão, existe ainda alguma incerteza acerca dos efeitos dos estabilizadores automáticos e das políticas orçamentais discrecionárias. Apesar de uma maior inclinação para a primeira forma de intervenção e da segunda ter alguns riscos a ela associados, existem indicações de que, pelo menos em algumas condições, elas podem complementar-se.

3. Vectores Autoregressivos (VARs) e a Política Orçamental - Survey da literatura

A introdução de métodos econométricos em estudos económicos tem sido prática comum. O contributo de Sims no aperfeiçoamento de ferramentas de análise permitiu o desenvolvimento de uma nova linha de trabalhos com base em métodos VAR. Estes debruçam-se sobre a análise dos efeitos de choques de política em variáveis endógenas diversas.

As primeiras experiências neste domínio surgiram no contexto de estudos de política monetária. Diferindo na forma de identificação dos choques de política monetária, autores como Blanchard (1989), Romer e Romer (1989) e Uhlig (1997) deram o seu contributo no estudo dos efeitos dessas medidas. A transposição para a política orçamental foi, no entanto, mais morosa. A própria definição de política orçamental, que pode englobar uma grande diversidade de medidas, a dificuldade em distinguir um choque de política orçamental de respostas automáticas das variáveis orçamentais ao ciclo económico e a existência de expectativas dos agentes económicos, que fazem com que surpresas orçamentais sejam esperadas e logo incorporadas nas suas decisões, mesmo antes de se traduzirem em variações das próprias variáveis orçamentais, são algumas dessas dificuldades²⁷. Trata-se de uma área, apesar de escassa, em expansão, onde alguns estudos de interesse têm surgido.

²⁷ A questão das expectativas coloca-se também ao nível da política monetária. Mas, tal como foi referido na secção anterior, dados os problemas de implementação da política orçamental (mesmo quando assumindo apenas a componente automática), este mecanismo é mais visível.

Perotti (2002), divide em quatro grandes grupos os estudos que foram feitos, usando como critério diferenciador a forma de identificação dos choques²⁸. O primeiro grupo recorre à análise de episódios específicos com a introdução de *dummies*, como forma de identificação dos choques, o segundo grupo impõe restrições de sinal às funções de resposta a impulso, o terceiro grupo aplica a ordenação de Choleski para identificar os choques de política orçamental e, finalmente, o quarto grupo utiliza a informação das elasticidades entre as variáveis orçamentais e as variáveis económicas como forma de identificação, são os chamados VARs estruturais.

Como se verificou a aplicação do método econométrico do VAR à política orçamental é diferenciada, pois depende dos objectivos a que se propõem os autores. A divisão deste ponto é feita de acordo com os quatros grupos supramencionados. No final desta secção será feita uma comparação dos principais contributos, bem como uma comparação destes com os resultados obtidos em trabalhos que recorrem a modelo macroeconómicos mais completos.

3.1. A utilização de *Dummies* como forma de identificação de choques de política orçamental.

Os estudos que se inserem neste conjunto de trabalhos, de Ramey e Shapiro (1998) e de Burnside *et al* (2001), seguem contributos inicialmente desenvolvidos por Romer e Romer (1989) e por Christiano *et al* (1999), no âmbito do estudo dos efeitos de choques da política monetária.

²⁸ A divisão dos principais contributos pode, no entanto, ser controversa, pois alguns autores, como Fatás e Mihov (2001a), aplicam diversos critérios de identificação dos choques de política orçamental.

Este grupo de estudos caracteriza-se pela identificação de um acontecimento concreto através de uma variável artificial, *dummy*. Consideram que esta metodologia tem uma vantagem sobre as restantes, por garantir que os acontecimentos estudados são verdadeiramente imprevistos, enquadrando-se naquilo que deve ser um choque de política orçamental. Os episódios escolhidos, todos eles associados a despesas em defesa norte americanas, foram a Guerra da Coreia, a Guerra do Vietname e a expansão orçamental durante a administração Reagan.

O trabalho empírico desenvolvido por Romer e Romer (1989) para o caso dos choques de política monetária foi adaptado por Ramey e Shapiro (1997) num estudo dos efeitos dos choques de política orçamental. A particularidade deste trabalho reside na tentativa dos autores em determinar os efeitos dos gastos em defesa a nível sectorial²⁹. Os referidos autores, à semelhança do que foi feito no primeiro trabalho de Romer e Romer (1989) para a política monetária, estimaram o seguinte modelo:

$$Y_t = a_0 + a_1 t + a_2 (t \geq 1973 : 2) + \sum_{i=1}^8 b_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^8 C_i D_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

onde, D é a variável *dummy* do modelo, representado as datas 1950:3, para a Guerra da Coreia, 1965:1, para a Guerra do Vietname e 1980:1, para o aumento dos gastos de defesa levado a cabo durante a administração Reagan. Por sua vez, Y representa um conjunto de variáveis endógenas (PIB, PIB privado, consumo em bens duradouros e não duradouros, investimento de residentes e não residentes³⁰, horas trabalhadas nas

²⁹ Um outro objectivo deste estudo empírico consiste na comparação dos efeitos dos choques nas despesas do Estado sobre as variáveis estudadas, como o PIB, com os resultados obtidos de um modelo neoclássico com dois sectores de actividade.

³⁰ Investimento de não residentes é igual ao Investimento Interno bruto privado menos o investimento de residentes.

empresas e no sector industrial, salários e remunerações dos trabalhadores e preços dos bens manufacturados, introduzidas nos seus logaritmos, e a taxa de juro).

Através da estimação da equação 3.1, os autores encontraram evidência de que os modelos de cariz neoclássico têm alguma capacidade em explicar os efeitos de um choque nas despesas. Em modelos neoclássicos um aumento das despesas do Estado, devido ao efeito rendimento negativo, gera um aumento da oferta de trabalho e uma redução do consumo. Com aplicação do método VAR os autores concluem que o PIB e o PIB privado aumentam, as duas componentes de consumo caem (apesar do consumo de bens duradouros sofrer um aumento inicial temporário) e o investimento de residentes aumenta, ao contrário do investimento feito por não residentes. No que concerne ao mercado de trabalho, verificam um aumento das horas trabalhadas, tanto no total das empresas, como nas empresas industriais. As diferenças sectoriais são encontradas na produtividade das horas trabalhadas: enquanto que na totalidade das empresas sobe, na indústria regista uma queda³¹.

De cariz igualmente neoclássico, o trabalho de Burnside *et al* (2001) visa analisar os efeitos sobre a oferta de trabalho, medido pelo número de horas de trabalho, e sobre os salários reais líquidos de um choque orçamental exógeno. Para o efeito, os referidos autores escolheram para o seu modelo variáveis como o logaritmo do PIB real per capita, a taxa de juro líquida dos Bilhetes de Tesouro, o logaritmo das horas trabalhadas per capita, dos salários reais líquidos e dos gastos reais do Estado per capita e a taxa de imposto média sobre os salários e capital. Fazendo um estudo para a economia norte

³¹ Edelberg *et al* (1999) elaboram um estudo semelhante, onde introduzem na análise variáveis monetárias (taxas de juro reais e o logaritmo do Índice de Preços dos Produtos Petrolíferos). Concluem que, depois de uma queda, as taxas de juro reais aumentam em resposta a um choque nas despesas de defesa do Estado.

americana para o pós 2.^a Guerra Mundial (1947:1 a 1994:4) concluem que as horas de trabalho têm uma resposta *hump-shaped*, com o máximo a ocorrer seis trimestres após o acontecimento e que os salários reais líquidos sofrem inicialmente uma queda, com o máximo a ser atingido sete trimestres depois³².

Com vista a determinar a forma de financiamento dos referidos gastos, Burnside *et al* (2001) encontram evidência que as taxas de imposto, tanto sobre o trabalho, como sobre o capital, têm um comportamento *hump-shaped*, atingindo máximos, respectivamente, no oitavo e terceiro trimestres após a ocorrência do choque, acompanhando, com algum desfasamento, o comportamento das principais variáveis. Apesar destas conclusões, o principal contributo deste trabalho foi a tentativa dos autores em fazer corresponder estes efeitos a modelos neoclássicos, à semelhança do que foi feito por Ramey e Shapiro (1998). Constatam que, admitindo impostos *lump-sum*, estes modelos reproduzem os efeitos de choques orçamentais sobre as variáveis analisadas. Já com impostos distorcivos os resultados são ligeiramente diferentes, principalmente no que concerne ao número de horas trabalhadas, cujo máximo é atingido mais cedo. Apesar das suas deficiências o modelo consegue replicar os efeitos das horas de trabalhos, bem como a sua volatilidade, mas não é capaz de fazê-lo com os salários reais. Por sua vez, o modelo neoclássico tradicional, segundo os autores, consegue explicar as respostas dos salários e das horas trabalhadas.

De acordo com Perotti (2002), a principal vantagem desta abordagem, se os episódios forem verdadeiramente exógenos e não antecipados, reside na capacidade de explicar os efeitos dos choques, sem que seja necessária a imposição de hipóteses identificadoras controversas. Contudo, segundo o autor esta abordagem tem dois problemas. Em

³² Constatam que o aumento dos gastos coincide com os três acontecimentos identificados e que no caso

primeiro lugar os episódios identificados podem não ser completamente imprevistos, ou seja, podem ter sido antecipados pelos agentes económicos e incorporados nas suas decisões, fazendo com que as datas apontadas para os choques não correspondam exactamente à altura em que estes surtem os efeitos. Em segundo lugar, podem ter ocorrido na mesma altura outros choques orçamentais de sinal diferente, que afectam a identificação dos referidos choques (dá para o efeito o exemplo do aumento das receitas de impostos líquidos durante o período 1950:2 e 1950:3 e do aumento dos gastos do Estado no período 1948:2 e 1950:3 que podem ter afectado a *dummy* da Guerra da Coreia).

3.2. Imposição de restrições de sinal nas funções de resposta a impulso

A imposição de restrições de sinal às funções de resposta a impulso foi desenvolvida por Mountford e Uhlig (2002), seguindo a linha de Uhlig (1997) e de Faust (1998) para a política monetária. A particularidade desta abordagem é a identificação dos efeitos dos choques orçamentais através de restrições de sinal às funções de resposta a impulso.

Mountford e Uhlig (2002) com o intuito de determinar a resposta do PIB, Consumo Privado, Investimento de Residentes e de não Residentes, taxa de juro, reservas ajustadas³³, deflator do PIB e do Índice de preços no produtor de materiais petrolíferos, a choques de agregados orçamentais, nomeadamente, choques nas receitas, choques nas despesas financiados pelo aumento do défice e choques nas despesas financiados pelo aumento das receitas (choque de “orçamento equilibrado”), aplica ao modelo VAR algumas restrições de sinal. As opções de identificação escolhidas neste trabalho

das taxas de imposto, o aumento ocorre com algum desfasamento.

tiveram como objectivo dar resposta a problemas com que se deparam estes estudos. Tendo como finalidade estudar os efeitos dos choques orçamentais, mais concretamente as medidas de política orçamental imprevistas, era imperativo expurgar as respostas automáticas das variáveis orçamentais ao ciclo económico. Portanto, os autores decidiram identificar choques do ciclo do produto e da política monetária obrigando-os a ser ortogonais aos choques de política orçamental. Outro problema identificado por Mountford e Uhlig (2002) é o desfasamento entre os efeitos dos choques em variáveis como o PIB, o consumo privado e o investimento, e a tradução desses choques na alteração das variáveis orçamentais. Esta discrepância, possibilitada pela existência de agentes *forward looking* que ajustam as suas decisões com base na informação disponível, antes de se verificar a ocorrência, é resolvida pelos autores pela imposição de restrições de sinal às funções de resposta a impulso.

Sucintamente, os autores, além da imposição de restrições de sinal, que caracteriza este trabalho, assumem algumas hipóteses quanto à ordenação das variáveis do modelo, nomeadamente, consideram que as variáveis orçamentais devem ser ordenadas posteriormente aos choques do ciclo do produto e monetários³⁴.

No que concerne ao principal contributo deste trabalho, as restrições de sinal, os autores admitem que a um choque do ciclo do produto³⁵ segue-se um movimento conjunto e na mesma direcção do Produto, Consumo e Investimento. Por sua vez, assumem que o choque na política monetária aumenta as taxas de juro e reduz as reservas ajustadas e os preços. No que concerne às variáveis orçamentais, Mountford e Uhlig (2002) impõem

³³ Média aritmética da Base Monetária mensal para obter uma frequência trimestral.

³⁴ Não se trata de uma forma de identificação pura com base em restrições de sinal, mas uma forma de identificação mista, em que alguma ordenação entre as variáveis, através de hipóteses de ortogonalidade, é imposta.

³⁵ Aqui não distinguem entre choques de procura e de oferta.

adicionalmente que, um choque nas receitas tem um efeito positivo nas receitas do Estado e nulo nas Despesas, um choque nas despesas financiado pelo défice resulta no aumento das despesas do Estado, sendo a variação das receitas nula, e que um choque nas despesas financiado pelo orçamento equilibrado traduz-se no aumento das receitas e das despesas do Estado³⁶. Convém ainda salientar que, segundo os autores, estes efeitos perduram por um período de quatro trimestres.

Descritos os critérios de identificação, Mountford e Uhlig (2002), tendo como base dados de 1955:1 a 2000:4 para economia norte americana, determinam um modelo VAR com dez variáveis (PIB, Consumo, Investimento de residentes de e não residentes, Despesas, Receitas, taxa de juro, reservas ajustadas, deflator do PIB, Índice de Preços no produtor de produtos petrolíferos). Concluem que, a um choque nas receitas, quando ordenada em 2.º ou em 3.º lugar, isto é, ortogonal ao choque do ciclo do produto e aos choques do ciclo do produto e monetário, respectivamente, à excepção das taxas de juro, todas as variáveis registam uma queda. Resultado contrário ao obtido quando o choque é ordenado em primeiro, na medida em que neste caso se verifica um aumento do PIB, do consumo e do investimento. Para os restantes casos, constata-se que os efeitos sobre as variáveis são diversos. Um choque nas despesas financiado pelo défice tem efeitos modestos sobre o PIB e Consumo e um choque nas despesas financiado pelo saldo equilibrado tem, apesar de reduzido, um impacto depressivo na economia. O Investimento desce em ambos os casos³⁷, tal como o deflator do PIB³⁸.

³⁶ As restrições de nulidade são impostas exactamente, já as restrições de sinal derivam de uma inequação resultante de um critério de maximização de componentes da matriz de impulsos.

³⁷ Esta descida não é, contudo, explicada pelo canal taxa de juro, pois este tem uma resposta pouco conclusiva, ou altera pouco, ou não sofre qualquer variação.

³⁸ A ordenação das variáveis orçamentais em 2.º ou em 3.º não traz grandes alterações aos resultados, excepto para as variáveis monetárias, reservas, taxa de juro e preços.

Em suma, os autores concluem que um aumento das despesas, financiado pelo aumento das receitas, tem um efeito perverso no Produto. Logo o inverso, ou seja, uma redução das despesas acompanhada por uma redução das receitas pode ser benéfico para a economia.

Perotti (2002) aponta como principal vantagem desta abordagem a sua capacidade de captar os efeitos de choques orçamentais antecipados: o feito estimado de uma variável pode no período 0, segundo este método, ser consequência de um choque que ocorre posteriormente.

3.3. A ordenação de Choleski na identificação dos choques.

Esta alternativa de identificação de choques foi desenvolvida, no caso da política orçamental, por Fatás e Mihov (2001a e 2001b) e por Favero (2002) e consiste em assumir uma ordenação entre as variáveis em análise que traduz numa relação causal entre elas. Esta metodologia foi anteriormente desenvolvida por Christiano *et al* (1998)³⁹ num estudo dos efeitos de choques de política monetária.

Fatás e Mihov (2001a) têm como principal objectivo comparar o impacto de um choque orçamental do lado das despesas (financiado por impostos distorcivos) no emprego e no consumo, com os resultados alcançados por modelos de *Real Business Cycles* (RBC). Para o efeito, os autores recorrem a um modelo VAR semi-estrutural⁴⁰, no sentido em que as variáveis de despesa do Estado (de investimento, salariais e outras não salariais) são pré-determinadas relativamente a choques macroeconómicos ou a

³⁹ Estes admitem que o choque de política orçamental é ortogonal ao conjunto de informação das autoridades monetárias.

variações não antecipadas dos impostos. Aqui, Fatás e Mihov (2001a) assumem que as variações nas receitas do Estado têm implicações no défice e não têm qualquer efeito sobre as despesas. Esta hipótese implica que as despesas são ordenadas em primeiro lugar e as receitas deixadas sem qualquer restrição.

Assim, usando dados de 1960:1 a 1996:4 para os EUA, os autores estimam o seguinte modelo:

$$Y_t = \sum_{i=0}^k B_{1,i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k B_{2,i} P_{t-i} + A^Y u_t^Y \quad (3.2)$$

$$P_t = \sum_{i=0}^k D_{1,i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k D_{2,i} P_{t-i} + A^P u_t^P \quad (3.3)$$

onde, P é o vector das variáveis de política orçamental (Despesas e Receitas do Estado em percentagem do PIB) e Y o vector das variáveis macroeconómicas (PIB, PIB Privado, Taxas de Juro (Taxa de juro real a 3 meses dos Bilhetes do Tesouro) e deflator do PIB⁴¹). Encontram evidência de que, um choque nas despesas, tem um efeito positivo e persistente no PIB Privado, origina uma subida ligeira e temporária no deflator do PIB e um aumento das taxas de juro⁴². No que concerne às variáveis orçamentais, os autores constataam que um choque nas despesas, que tende a dissipar-se ao longo do tempo⁴³, origina uma subida temporária das receitas. Comparável aos trabalhos de Burnside *et al* (2001) e de Rotemberg e Woodford (1992), Fatás e Mihov

⁴⁰ À luz dos trabalhos desenvolvidos por Bernanke e Blinder (1992) e por Bernanke e Mihov (1998) para o caso da política monetária.

⁴¹ São posteriormente introduzidos no modelo o consumo, o investimento e componentes do mercado de trabalho, salários, horas trabalhadas e emprego.

⁴² Num modelo com o consumo e o investimento, Fatás e Mihov (2001a) verificam que as variáveis aumentam com o aumento das despesas, sendo que o efeito no investimento é modesto e de pouca duração, principalmente a componente de investimento de residentes.

⁴³ Transmitem a ideia de retorno ao valor inicial após o choque.

(2001a) estudam os efeitos dos choques de despesa nas várias componentes do mercado de trabalho, em diversos sectores de actividade. Concluem que, a um choque desta natureza, os salários na generalidade dos sectores não sofrem grandes alterações, à excepção do sector de construção onde os salários registam um aumento. Por sua vez as horas trabalhadas, tirando o caso do sector industrial, não reagem de forma significativa e o emprego total da economia aumenta, sendo este mais pronunciado no sector industrial⁴⁴.

Tal como em trabalhos descritos anteriormente, também Fatás e Mihov (2001a) visam comparar os resultados obtidos pela estimação através do VAR, com resultados de modelos teóricos, neste caso o modelo de *RBC*. Concluem que este modelo falha em ajustar-se aos dados, principalmente no que concerne ao consumo. Neste, o consumo cai a um aumento nas despesas do Estado devido ao efeito rendimento, resultado contrário à evidência empírica. Por outro lado, os resultados empíricos indicam que, em resposta ao aumento dos gastos do Estado, o emprego aumenta, logo na mesma direcção que o consumo, o que diverge dos principais resultados dos modelos teóricos.

Os mesmos autores, num trabalho posterior (Fatás e Mihov (2001b)), seguem a mesma linha adoptada. Contudo, em vez de analisarem somente os efeitos de um aumento nas despesas do Estado, têm a preocupação de determinar os efeitos de outras componentes do orçamento, transferências, impostos, despesas salariais, outras despesas não salariais e investimento, em diversas variáveis macroeconómicas. A forma de identificação dos choques, obtida de acordo com o critério de ordenação de Choleski, implicou que as componentes de despesa fossem ordenadas antes das variáveis do sector privado, e os impostos e transferências depois dessas variáveis. Fatás e Mihov (2001b) concluem que

⁴⁴ Segundo os autores estes resultados são robustos à alteração da amostra temporal.

as principais fontes de variação económica são as transferências, os impostos e o emprego do Estado.

Outro autor que recorreu à ordenação de Choleski foi Favero (2002). Este determinou os efeitos conjuntos das políticas orçamental e monetária nas variáveis macroeconómicas. Usando dados semestrais de 1980 a 1999, para a França, a Alemanha, a Itália e a Espanha, constrói um modelo VAR⁴⁵, que inclui variáveis como o PIB, o Deflator do PIB, o PIB Potencial dos países da OCDE, as Receitas e Despesas do Estado, os pagamentos líquidos dos Juros, a Dívida do Estado, o Índice de Preços do Consumidor e a Taxa do Mercado Monetário ⁴⁶. O método de identificação adoptado assume que as variáveis macroeconómicas não reagem contemporaneamente aos choques monetários e orçamentais, ou seja, o autor assume que os choques são ordenados em último lugar.

Os principais resultados de Favero (2002) residem na forma de interacção entre as diferentes autoridades de política. Encontra evidência que a política não sistemática levada a cabo pelas autoridades orçamentais não originou uma alteração de comportamento das autoridades monetárias. Conclui também que existem importantes interacções entre as duas autoridades de política, visíveis na forma como as despesas e as receitas do Estado respondem aos efeitos das taxas de juro na dívida pública.

3.4. Os VAR's estruturais

Tal com nos estudos anteriores, a forma de tratamento dos choques de política orçamental com recurso a VAR's estruturais segue uma via desenvolvida no âmbito da

⁴⁵ As equações estimadas incluem alguma teoria económica, (ex. a equação das taxas de juro vai na linha da regra de Taylor, e as equações das variáveis orçamentais são construídas assumindo que o Estado visa a estabilização do produto e da dívida pública).

política monetária, cujos pioneiros foram os trabalhos de Blanchard (1989) e Blanchard e Quah (1989). Estes distinguem-se dos restantes pela complexidade introduzida nos processos de identificação, pois, em vez de admitirem restrições de nulidade ou outro tipo de restrições de sinal, recorrem a um trabalho rigoroso na determinação exacta das relações entre as variáveis em análise (muitas vezes através do cálculo de elasticidades).

A aplicação de VAR's estruturais à política Orçamental teve como principal impulsionador o artigo de Blanchard e Perotti de 2002. A principal diferença relativamente a outros trabalhos supramencionados, é a utilização de informação institucional para a obtenção de condições suficientes e necessárias para a identificação do VAR estrutural. Os autores consideram que se trata de uma abordagem mais adequada na determinação dos efeitos dos choques orçamentais, devido à existência de choques completamente exógenos e ao problema do desfasamento entre a decisão e implementação das medidas de política orçamental. Neste estudo, é utilizado um modelo, com dados de 1960:1 a 1997:4 para a economia norte americana, cuja forma reduzida inclui as Receitas do Estado⁴⁷ (T_t), as Despesas do Estado⁴⁸ (G_t) e o PIB (X_t), todos apresentados em logaritmos e em termos per capita. Também introduzem aquilo a que chamam a dependência trimestral dos coeficientes (q), devido à existência de sazonalidade na resposta das variáveis ao ciclo económico⁴⁹.

$$Y_t = A(L, q)Y_{t-1} + U_t \quad (3.4)$$

⁴⁶ À excepção das variáveis monetárias, todas as variáveis são apresentadas em percentagem do PIB.

⁴⁷ Definidas como o soma dos Impostos Directos sobre Famílias e Empresas, dos Impostos Indirectos, das Contribuições para Segurança Social e de outros recebimentos, subtraída dos Pagamentos de Transferências e os Juros Líquidos pagos.

⁴⁸ Definidas como as Compras, Correntes e de capital, de Bens e Serviços.

⁴⁹ Dão o exemplo dos impostos, colectados no final do ano e correspondente à actividade económica anterior, sendo o colectado nas restantes trimestres igual a zero.



Onde, $Y_t = [T_t G_t X_t]$ e $U_t = [t_t g_t x_t]$, forma reduzida dos resíduos.

A identificação do modelo passa pela utilização de um conjunto de informações institucionais, bem como pelo cálculo de elasticidades. Os resíduos da forma reduzida, cujas equações explicativas são de seguida apresentadas, dependem, não só de um conjunto de choques estruturais (e), dos quais os autores pretendem analisar os efeitos, mas também dos choques verificados noutras variáveis que, no caso dos resíduos das receitas e das despesas, se referem a respostas automáticas destes à actividade económica (a_1 e b_1). Constatam que, no caso da elasticidade das receitas⁵⁰ (a_1), existe uma alteração ao longo do tempo. No entanto, decidem neste caso assumir um valor fixo para esta elasticidade. Já para as despesas (b_1), não foi encontrada evidência de qualquer relação com o produto, pelo que assumem que a sua elasticidade é nula. Por forma a identificar o impacto de um choque no outro, optaram por assumir uma determinada ordenação, em que, se as despesas são ordenadas em primeiro, os choques de receita tem efeitos nulos nesta e vice-versa.⁵¹

$$t_t = a_1 x_t + a_2 e_t^g + e_t^t \quad (3.5)$$

$$g_t = b_1 x_t + b_2 e_t^t + e_t^g \quad (3.6)$$

$$x_t = c_1 t_t + c_2 g_t + e_t^x \quad (3.7)$$

⁵⁰ Esta foi calculada através da seguinte fórmula: $a_1 = \sum_i \xi_{T,\beta_i} \xi_{\beta_i,x} \frac{T_i}{T}$, onde $\xi_{\beta_i,x}$ é a elasticidade da base colectável de imposto face ao produto, ξ_{T,β_i} a elasticidade das receitas de imposto face à sua base colectável, T_i o montante colectado do imposto i e T o montante total de receitas de imposto.

⁵¹ Segundo os autores é praticamente indiferente a ordenação das variáveis orçamentais.

Os resultados a que chegam, decorrentes da estimação de um modelo VAR, com quatro defasamentos, uma variável *dummy* para 1975:2 e com tendência⁵², não diferem em muito dos alcançados noutros trabalhos. Constatam que, a um choque nas receitas (um aumento dos impostos), o produto cai no impacto, atingindo um mínimo cinco trimestres depois, a partir do qual determinam um comportamento de convergência em relação à tendência. Em resposta a este choque as despesas do Estado registam uma pequena queda e as receitas um aumento no impacto⁵³, com uma trajectória descendente.⁵⁴

A um choque nas despesas, Blanchard e Perotti (2002) verificam que, comparativamente a um choque nas receitas, as respostas são mais persistentes, na medida em que o processo de convergência é mais moroso. O produto aumenta no impacto para, posteriormente, cair e voltar a aumentar. As despesas do Estado aumentam ligeiramente a este choque o que, segundo os autores é justificado pelo aumento do produto.⁵⁵

Segundo Blanchard e Perotti (2002) não se encontrou evidência de que, em valor absoluto, o multiplicador das despesas seja superior ao multiplicador das receitas, tal como o defendido pela teoria keynesiana. De acordo com os seus resultados, a relação

⁵² Foram determinados dois modelos alternativos, um incluindo uma tendência determinística e outro incluindo uma tendência estocástica, calculada a partir da subtracção de uma média móvel.

⁵³ Por variação no impacto entende-se a variação da variável imediatamente após de se ter registado um choque.

⁵⁴ No caso de uma especificação usando uma tendência estocástica, o produto tem um comportamento de convergência para a tendência lento e sofre uma queda mais pronunciada.

⁵⁵ As bandas de confiança estimadas são bastante largas, o que faz com que a resposta do produto, passado quatro trimestres, não seja significativa.

entre os dois multiplicadores não é sempre a mesma, pois depende da forma de especificação do modelo, com tendência determinística ou estocástica⁵⁶.

Os autores ainda, comparativamente ao que foi feito noutros trabalhos, analisaram os efeitos dos choques orçamentais nas diferentes componentes do produto (Consumo, Investimento, Importações e Exportações). Encontram evidência que, a um choque nas receitas do Estado, todas as componentes do produto caem no impacto, sendo os efeitos na componente de comércio externo mais baixos. No que concerne a um choque nas despesas do Estado, estimam uma subida no impacto de todas as componentes, excepto no Investimento, e uma descida das Importações e Exportações depois de registarem uma ligeira subida. Aqui as diferenças entre as duas especificações, com tendência estocástica ou com tendência determinística, também são pequenas.

Perotti (2002) vem posteriormente desenvolver o trabalho de Blanchard e Perotti (2002). Tendo como objectivo adicional a análise da relação entre a política orçamental, a política monetária e o nível de preços, acrescenta ao modelo anterior, a taxa de juro nominal a 3 meses e o nível de preços (definindo-o como o logaritmo do deflator do PIB)⁵⁷. O conjunto de países é alargado pelo autor, estudando não só os EUA, como também a Alemanha, o Reino Unido, o Canadá e a Austrália.

Numa tentativa de melhorar o estudo feito em conjunto com Blanchard, Perotti (2002) pretende ser mais exaustivo na identificação dos coeficientes das equações dos resíduos. Determina, então, com base em informação institucional, a elasticidade de cada uma das componentes dos Gastos e das Despesas do Estado a variações no produto e nos preços, sendo a elasticidade total de cada agregado uma média ponderada das elasticidades de cada parcela que a compõe. Conclui, à semelhança do trabalho anterior, que o produto

⁵⁶ É apenas verdade no caso de tendência determinística.

⁵⁷ Prova, no entanto, que a exclusão destas variáveis tem efeitos modestos nos resultados.

reage no impacto de forma positiva, mas discreta, a um choque nas despesas. Encontrou evidência que esse efeito tende a decrescer, para depois de quatro trimestres voltar a subir⁵⁸. Já no caso das taxas de juro, nominal e real, aqui numa clara tentativa de fazer uma ponte com a política monetária, o autor verifica que estas tendem a aumentar em todo o período considerado, excepto para os EUA⁵⁹.

Ainda numa busca de exaustividade, e à luz do que foi feito anteriormente, Perotti (2002) determina os efeitos dos choques nas componentes do PIB (Consumo Privado, Investimento Privado, Importações e Exportações). Os resultados alcançados apontam para um aumento do consumo, um comportamento irregular do investimento privado e uma resposta elevada das importações e exportações. A resposta dos preços a um choque nas despesas é bastante instável, dependendo da elasticidade dos preços em relação à despesa, bem como dos períodos admitidos.

Perotti (2002) encontrou evidência que um choque nas receitas tem um efeito negativo no produto dos países com uma elasticidade do produto em relação aos impostos elevada. Para os restantes países o efeito é positivo. As taxas de juro, a um choque das receitas, sobem na Austrália, EUA e Canadá e têm uma resposta quase nula na Alemanha e RU. Para todos os países, com excepção da Austrália, o comportamento da taxa de juro é em sentido descendente ou mesmo nulo, após um período de três anos. Finalmente, os preços, reagem de forma positiva ou nula a este tipo de choques.

Recorrendo igualmente a informações institucionais como forma de identificação dos choques orçamentais, Marcelino (2002) aplica um VAR a quatro países da UE, França,

⁵⁸ Este resultado não é robusto à separação da amostra em duas sub-amostras. Conclui que no período pós 80, a reacção do produto não é significativamente positiva, podendo mesmo, em alguns casos, assumir valores negativos após três anos.

⁵⁹ A alteração da ordenação, colocando a política orçamental ortogonal à política monetária, não tem grandes implicações na resposta do produto a um choque nas despesas.

Alemanha, Itália e Espanha, com o intuito de determinar a eficácia de uma política orçamental não sistemática⁶⁰, bem como a sua coordenação com a Política monetária. Num período que decorre entre 1981:1 e 2001:2 (dados semestrais), o autor introduz no seu estudo variáveis que incluem informações tanto da política orçamental, Despesas e Receitas do Estado em proporção do PIB, como da Política monetária, taxas de juro de curto prazo nacional e internacional, como ainda outras de relevância económica, *output gap*⁶¹, inflação e taxa de câmbio do marco em relação ao dólar.

Marcelino (2002), além de aplicar restrições de sinal às funções de resposta a impulso como forma de identificação do VAR, usa dados que permitem relacionar as receitas e os gastos do Estado às restantes variáveis do modelo. Para o efeito recorre a informação institucional para determinar as elasticidades das variáveis orçamentais relativamente à actividade económica e os lags de decisão.

No que concerne às restrições impostas, estas são essencialmente de nulidade que permitem obter algumas relações contemporâneas entre as variáveis. Marcelino (2002) aponta então que:

- As Receitas sobre PIB (t) depende do PIB e da taxa de inflação (p);
- As Despesas sobre o PIB (g) dependem do PIB e da taxa de juro nacional (i);
- O PIB (y) depende de t e de g ;
- A taxa de inflação (p) depende de t , g e de y ;
- A taxa de câmbio (e) depende de t , g , y , p , e da taxa de inflação das matérias-primas (cp);

⁶⁰ Define política orçamental não sistemática como aquela que não é antecipada pelos agentes económicos e que tem efeitos macro-económicos no curto prazo.

⁶¹ Definido como a diferença entre o PIB real efectivo e o PIB determinado pelo filtro Hodrik-Prescott.

- i depende de t , g , y , p , cp , e e da taxa de juro internacional (i^*).

A introdução de variáveis exógenas, como a taxa de juro internacional e a taxa de inflação das matérias-primas, bem como a hipótese de efeitos contemporânea entre os choques estruturais das despesas e das receitas, ajudou o processo de identificação.

Com estas hipóteses, Marcelino (2002) conclui que a dimensão dos efeitos dos choques orçamentais é limitada no PIB, na taxa de juro, na inflação e na taxa de câmbio⁶², o que, segundo o autor, traduz os efeitos das restrições impostas pelo Tratado de Maastricht e pelo Pacto de Estabilidade. Outra conclusão interessante deste trabalho é a evidência encontrada da falta de coordenação orçamental, ou seja, entre os choques nas despesas e nas receitas, o que implica um agravamento do saldo orçamental, principalmente no concerne a choques nas despesas (não acompanhadas por um choque de igual dimensão nas receitas). O autor verifica ainda que, os choques nas despesas, com excepção do investimento do Estado, são ineficazes para reduzir o *output gap*, aumentando mesmo a sua volatilidade. Também conclui que os choques nos impostos do Estado, apesar de aparentemente serem ineficazes na redução do ciclo do produto, podem ajudar a reduzir o défice.

Marcelino (2002) critica, contudo, o processo de identificação recorrendo a elasticidades, visto que estas podem variar ao longo da amostra. Também aponta uma crítica a Perotti (2002), por este assumir que a taxa de juro depende do produto e do nível de preços, quando realmente, segundo o autor, dependem do *output gap* e da inflação, apesar do processo de identificação ser mais problemático.

⁶² Com algumas excepções, nomeadamente o caso Alemão, em que os efeitos de choques nas despesas e nas receitas têm um efeito considerável no Produto e o caso Francês, em que um choque nas despesas têm efeitos consideráveis na taxa de inflação.

3.5. Comparação dos principais resultados dos Modelos VAR com modelos macroeconómétricos

Analizados os principais contributos no estudo dos efeitos dos choques de política orçamental, importa comparar os resultados de cada trabalho, tendo em conta que, as diferentes abordagens, os diferentes métodos de identificação, os modelos utilizados, a origem dos dados e o período da amostra, têm grandes implicações nas conclusões.

Neste ponto serão comparados os principais resultados de trabalhos econométricos utilizando o método VAR, com os de trabalhos recorrendo a modelos macroeconómétricos usados por organizações internacionais, como a OCDE, o FMI e a Comissão Europeia.

Quadro 1 – Efeito de choques orçamentais sobre o produto em modelos VAR.

Autor (es)	Período (s)	País (es)	Choque Orçamental	Multiplicador	
				PIB (impacto)	PIB (máximo)
Mountford e Uhlig (2000) ⁶³	1954:1 – 1997:4	EUA	Aumento das Despesas financiada pelo défice	0.18	0.50
			Aumento das Receitas	-0.16	-1.95
			Aumento Despesas financiadas pelo saldo equilibrado	-0.074	-0.074
Fatás e Mihov (2001a)	1960:1 - 1996:4	EUA	Aumento das Despesas do Estado	0.1	0.6
Blanchard e Perotti (2002) ⁶⁴	1960:1 – 1997:4	EUA	Aumento das Despesas do Estado ⁶⁵	0.8	1.3
			Aumento das Receitas do Estado	-0.7	-0.8
Perotti (2002) ⁶⁶	1960 - 2000 1960 - 1979 ⁶⁷ 1980 - 2000	EUA	Aumento das Despesas do Estado	0.4	1.1
				0.7	1.6
				0.1	0.5
			Aumento das Receitas do Estado	-0.3	-0.3
				-0.4	-0.4
				-0.2	0.9
		Alemanha	Aumento das Despesas do Estado	1.3	1.3
				1.7	1.7
				0.8	0.8
			Aumento das Receitas do Estado	0.3	0.3
				0.3	0.3
				0.2	0.2
		Reino Unido	Aumento das Despesas do Estado	0.3	0.3
				0.5	0.9
				-0.2	-0.0
			Aumento das Receitas do Estado	0.1	0.2
				0.1	0.2
				0.2	0.3
		Canadá	Aumento das Despesas do Estado	0.4	0.5
				0.6	0.9
				0.1	0.2
			Aumento das Receitas do Estado	-0.1	-0.1
				-0.2	0.2
				-0.1	-0.1
		Austrália	Aumento das Despesas do Estado	0.3	0.3
				0.0	0.5
				0.6	0.8
			Aumento das Receitas do Estado	0.6	0.6
				0.6	0.6
				0.4	0.6

⁶³ O multiplicador foi calculado da seguinte forma: multiplicador = (Resposta do PIB/Choque orçamental)/(Peso médio da variável orçamental no PIB). O termo Resposta do PIB/Choque orçamental corresponde a uma elasticidade.

⁶⁴ À semelhança do que foi feito por Mountford e Uhlig (2000), os autores dividiram os efeitos dos choques na variável pelo peso médio da componente orçamental no PIB.

A análise dos multiplicadores do produto, calculados pelos trabalhos mencionados no quadro 1, deve ter em conta as diferenças metodológicas entre os estudos em questão.

Contudo, algumas considerações podem ser feitas. Com excepção de Perotti (2002), todos os trabalhos debruçam-se exclusivamente na economia norte americana, num período que vai desde a década de 1960 até à década de 1990. Os resultados, de uma maneira geral, apontam na mesma direcção, ou seja, um aumento das receitas do Estado tem sobre a economia um efeito depressivo e um aumento das despesas um efeito expansionista na economia norte americana⁶⁸. Com excepção de alguns casos pontuais nas receitas, constata-se que o maior efeito não se regista no impacto.

O trabalho de Perotti (2002) é o único que possibilita a comparação entre diversos países. Da análise do quadro 1 podem-se retirar algumas ideias gerais. Por um lado, um choque nas despesas do Estado tem um efeito positivo nas economias analisadas, apesar do instrumento ter registado uma perda de eficácia ao longo do tempo (o multiplicador das despesas entre 1960-1979 é superior ao multiplicador no período de 1980-2000)⁶⁹. Por outro lado, os efeitos de um choque nas receitas do Estado são diversos. Temos um grupo de países em que esse efeito é negativo, os EUA e o Canadá, e um outro grupo de

⁶⁵ Os valores apresentados referem-se as estimações em que se assume uma tendência determinística para o produto. Com o abandono desta hipótese, deixando que a tendência seja estocástica, os multiplicadores assumem os valores 0.9 (0.9 máximo), no caso de um aumento das despesas do Estado e -0.7 (-1.3 máximo), no caso de um aumento das receitas do Estado.

⁶⁶ O cálculo dos multiplicadores é, neste caso, igual ao aplicado no artigo inicial do autor.

⁶⁷ Perotti (2002), por forma a aferir da robustez dos seus resultados, introduziu uma quebra na amostra. Esta é, no entanto, diferente para o caso Alemão, sendo os períodos de análise os seguintes, 1960-1974 e 1974-2000.

⁶⁸ No caso de um choque positivo nas despesas, financiado por um aumento das receitas (o chamado choque do saldo equilibrado), verifica-se que o efeito é negativo, pois o multiplicador das receitas é superior ao multiplicador das despesas (Vide Mountford e Uhlig (2000)).

⁶⁹ No caso do Reino Unido o multiplicador no período de 1980-2000 assume mesmo valores negativos.

países em que esse efeito é positivo, a Alemanha, o Reino Unido e Austrália⁷⁰, sendo portanto difícil traçar uma linha evolutiva. Concentrando no caso das duas economias pertencentes à UE, Alemanha e Reino Unido, Perotti (2002) determina uma economia alemã mais reactiva. Quanto aos efeitos máximos dos choques, o autor regista uma perda de eficácia, tanto das despesas como das receitas do Estado, nos dois países referidos.

Apesar de pouco comparável, os resultados alcançados por modelos macroeconómicos, utilizados por organizações internacionais como a Comissão Europeia (QUEST), a OCDE (INTERLINK) e o FMI (MULTIMOD), dão uma outra perspectiva de análise dos efeitos dos choques orçamentais na economia. Tendo como base modelos completos de alguns países, apontam algumas hipóteses comuns, por exemplo a existência de rigidez nominal no curto prazo. Analisando os resultados apresentados no quadro 2, verifica-se que a dimensão dos efeitos dos choques são idênticos quando comparados os modelos. O Japão é o país que nas estimações do MULTIMOD e do INTERLINK mais reage a variações nas variáveis orçamentais. Quanto à relação entre os países da UE, os resultados são diferentes. No QUEST constata-se que o efeito de uma redução do consumo do Estado é maior no Reino Unido, já os resultados do NiGEM apontam a Alemanha como o país em que a variação do produto é superior em resposta a este choque. Por sua vez, as conclusões do modelo MULTIMOD indicam que os efeitos nos países europeus analisados são iguais.

Comparando os resultados obtidos com os alcançados pelos modelos VAR, a primeira conclusão a retirar é que os multiplicadores por estes estimados são claramente

⁷⁰ Apesar de considerar um resultado imprevisto, o autor justifica esta reacção por uma elasticidade baixa do produto em relação aos impostos líquidos. No entanto, fazendo uma nova estimação fixando a elasticidade a um valor de referência, constata que o efeito do produto a um choque nas receitas, apesar de maioritariamente negativo, é, na Austrália e Reino Unido, pontualmente positivo ou bastante pequeno.

inferiores. Admitindo, que os modelos apresentados no quadro 2 são os que mais se aproximam da realidade, constata-se que os modelos VAR têm algumas falhas.

Como já foi referido, a comparação dos valores deve ser cautelosa, pois cada metodologia tem subjacente um conjunto de hipóteses muito próprias. No entanto, é possível analisar tendências e ver o tratamento dado aos diferentes países. Assim, no caso de Perotti (2002) o efeito de um choque nas despesas do Estado era maior nos EUA, quando comparado com o Reino Unido e maior na Alemanha, quando comparado com os EUA. Os resultados obtidos através do modelo MULTIMOD apenas permitem-nos validar a segunda conclusão. A comparação entre países da UE feita por Perotti (2002), que indica uma maior resposta do produto Alemão a um choque nas despesas relativamente ao Reino Unido, não encontra suporte firme nos resultados dos modelos macroeconómicos, na medida em que o modelo NiGEM permite validar esta conclusão e o modelo QUEST não, pois encontram evidência que o multiplicador do Reino Unido é superior, em valor absoluto, ao multiplicador Alemão.

Em suma, apesar das comparações entre os principais estudos empíricos devam ser cuidadosas, verifica-se que, por um lado os modelos VAR estimam efeitos abaixo dos determinados pelos modelos macroeconómicos e, por outro lado, as diferenças dos multiplicadores sobre o produto dos choques orçamentais, diferente entre os países, divergem conforme a sua forma de determinação.

Quadro 2 – Efeito de um choque orçamental estimado por modelos macroeconómétricos

Autor (es)	Modelo	País (es)	Choque Orçamental	Multiplicador		
				PIB	Consumo	Inflação
Werner Röger e Jan in't Veld (2002)	QUEST ⁷¹	Alemanha	Redução temporária do consumo do Estado ^{72,73,74}	-0.86	-0.12	
		França		-0.87	-0.17	
		Itália		-0.85	-0.20	
		Reino Unido		-0.95	-0.19	
Dalsgard, André e Richardson (2001) ⁷⁵	INTERLINK ⁷⁶	EUA	Aumento dos Gastos do Estado ⁷⁷	1.1		0.2
			Redução das Receitas do Estado ⁷⁸	0.4		0.1
		Japão	Aumento dos Gastos do Estado ⁷⁹	1.7		0.5
			Redução das Receitas do Estado ⁸⁰	1.1		0.2
		Zona Euro	Aumento dos Gastos do Estado	1.2		0.2
			Redução das Receitas do Estado	0.5		0.1
Barrel <i>et al</i> (2002) ⁸¹	NiGEM ⁸²	Alemanha	Redução dos Gastos do Estado por um ano	-1.0		
		França		-0.8		
		Itália		-0.7		
		Reino Unido		-0.6		
FMI ⁸³	MULTIMOD ⁸⁴	EUA	Redução do Consumo do Estado	-1.1		
			Aumento dos Impostos do Estado	-0.7		
		Japão	Redução do Consumo do Estado	-1.5		
		Alemanha ⁸⁵		-1.3		
		França		-1.3		
		Itália		-1.3		

⁷¹ Modelo macroeconómico usado pela Comissão Europeia, que combina as bases dos modelos de equilíbrio geral dinâmico, nomeadamente da Nova Síntese Neoclássica, com fundamentos keynesianos, como a rigidez de preços e salários. Os agentes maximizam as suas funções de ganho, sujeitas a restrições inter temporais.

Do lado da procura, o modelo aplicado admite algumas hipóteses. No que concerne aos consumidores, assume-se que existem dois tipos. Um primeiro grupo que rege pela Teoria do Rendimento Permanente, em que os agentes decidem comportamentos de consumo e de poupança ao longo do tempo. Por sua vez, o segundo grupo é formado por consumidores com restrições de liquidez, pelo que as suas decisões de consumo e poupança não dependem do rendimento presente e futuros, mas apenas de rendimentos presentes. Do lado da oferta, as empresas, que visam maximizar o lucro com uma função de produção neoclássica, funcionam num mercado de concorrência monopolística (contrário à vertente mais tradicional que assumia concorrência perfeita entre as empresas). No mercado de trabalho é introduzida alguma rigidez (que permitirá a existência de desemprego involuntário) com a existência de contratos de trabalho individuais com a duração de quatro anos, em que os salários são fixos durante este período e determinados a partir do nível de preços actual e o valor esperado do nível de preços a verificar-se nos

três anos subsequentes. Outra hipótese importante assumida pelo modelo é a existência de custos de ajustamento nas decisões de investimento.

⁷² O consumo do Estado é definido a soma ponderada das despesas em bens e das despesas em salários do Estado.

⁷³ Efeito de uma redução temporária do Consumo do Estado em 1% do PIB admitindo que não há reacção da Política Monetária durante um ano. Deixando cair esta restrição chegam-se a resultados ligeiramente inferiores, o que deixa antever uma importância deste mecanismo. No que concerne ao comportamento das variáveis estudadas, constata-se que o efeito negativo de uma redução do Consumo do Estado dá-se no primeiro ano, tendo, posteriormente, tendência de assumir valores positivos gradualmente inferiores.

⁷⁴ O resultado desta medida de política, variação do instrumento em 1% do PIB ($dInst = 0.01PIB$), equivale a um multiplicador orçamental. Sendo α o efeito da variação do instrumento orçamental descrito no quadro, tem-se:

$$\alpha = (dPIB / PIB) / (0.01PIB / PIB) = (dPIB / PIB) / (dInst / PIB) = (dPIB / dInst)$$
 o que é um multiplicador.

⁷⁵ Os efeitos das políticas estudadas têm o mesmo tratamento que no estudo anterior, logo também podem ser considerados multiplicadores.

⁷⁶ Modelo macroeconómico desenvolvido pela OCDE para os seus países membros. À semelhança do modelo QUEST, o INTERLINK tem como base critérios de equilíbrio neoclássicos, admitindo algumas hipóteses keynesianas de curto prazo, nomeadamente no que concerne à rigidez de ajustamento dos preços e salários, sendo estes últimos fixados em função do poder de negociação dos trabalhadores, da tendência da produtividade e da taxa de desemprego. Este modelo não permite, contudo, uma visão *forward looking* dos agentes económicos, mesmo admitindo que muitas vezes as expectativas têm um papel mais importante que os próprios eventos.

Do lado da procura, é modelizado uma função de consumo dependente do rendimento disponível e da riqueza dos agentes (em que é utilizado como proxy a taxa de juro real e a taxa de inflação).

Do lado da oferta, onde existe alguma diferenciação com o QUEST, é apresentada uma função de produção Cobb-Douglas, com rendimentos constantes à escala nos dois factores de produção, trabalho e capital. O investimento das empresas tem um efeito acelerador, ou seja, depende positivamente do produto.

⁷⁷ Aumento das despesas não salariais do Estado em 1% do PIB.

⁷⁸ Corte dos impostos pessoais (sobre os rendimentos do trabalho) em 1% do PIB.

⁷⁹ Aumento das despesas não salariais do Estado em 1% do PIB.

⁸⁰ Corte em dos impostos pessoais (sobre os rendimentos do trabalho) em 1% do PIB.

⁸¹ Fonte Hemming, Kell e Mahfouz (2002).

⁸² Modelo Económico do *National Institute of Economic and Social Research* – NIESR. Trata-se de um modelo que se baseia em fundamentos novo-Keynesianos, em que os agentes têm um comportamento *forward looking* nos mercados financeiros e do trabalho e, tal como nos modelos anteriores, o ajustamento a choques é atrasado pela existência de rigidez nominal. Aqui as relações entre os países são

4. Estudo empírico para Portugal

Esta secção tem como objectivo aplicar as técnicas econométricas dos VAR's à realidade portuguesa. Visa estudar, impondo as devidas hipóteses de identificação, os efeitos dos estabilizadores automáticos e das medidas de política discrecionárias na suavização do ciclo económico.

Esta metodologia já foi, no entanto, utilizada para Portugal, com objectivos porventura distintos daqueles que se pretendem aqui desenvolver. Marinheiro (1998), recorrendo a um modelo VAR, e tendo como forma de identificação dos choques a decomposição de Choleski, analisou os efeitos dos critérios impostos pelo Pacto de Estabilidade e Crescimento e as implicações do Procedimento do Défice Excessivo. O autor recorre a dados anuais da Economia Portuguesa, de 1953 a 1996, para testar um modelo VAR com os hiatos do produto, das receitas e das despesas. Concluiu que o hiato das receitas tem um peso maior na explicação da variância do erro de previsão do hiato do produto⁸⁶.

Também Venes (2003) utiliza a metodologia dos VARs para Portugal. Com base em séries trimestrais, de 1982 a 2000, do produto, do consumo público e da receita total líquida, o estudo desenvolvido pelo autor visa aferir da existência de efeitos não keynesianos da política orçamental. Tendo como objectivo o estudo do efeito sobre o produto de choques do consumo público, Venes (2003) recorre a um modelo VAR semi-estrutural, onde admite como hipótese de trabalho que essa variável, no momento

modelizadas através das trocas comerciais, das interacções dos mercados financeiros e através dos stocks internacionais de activos.

⁸³ Fonte Hemming, Kell e Mahfouz (2002).

⁸⁴ Os choques estudados referem-se a variações temporárias do instrumento de política orçamental correspondente a 1% do PIB. Os seus efeitos tratam-se de multiplicadores orçamentais.

⁸⁵ Em Hunt e Laxton (2002).

em que sofre um impulso, afecta todas as restantes variáveis do sistema e que esses efeitos não têm qualquer resposta do consumo público. Em termos práticos, esta hipótese implica a aplicação da decomposição de Choleski a um modelo VAR, em que o consumo público aparece ordenado em primeiro lugar. O autor encontra evidência da existência de um efeito não keynesiano de longo prazo sobre o produto real de um choque positivo no consumo público, após se verificar um efeito keynesiano a curto prazo.

Nesta secção, em primeiro lugar, será feita a descrição e a determinação dos dados a serem utilizados neste estudo. Neste mesmo ponto é testada a estacionaridade das séries escolhidas. No segundo grupo desta secção procede-se, numa primeira fase, à escolha da ordem do VAR para, de seguida, apresentar a metodologia de identificação do modelo e os efeitos dos choques das receitas e despesas.

4.1. Os dados

Para este estudo será utilizada uma frequência trimestral dos dados, de 1988:2 a 2000:4, de forma a poder estimar com maior exactidão os efeitos das variações orçamentais. À semelhança do que foi desenvolvido por Blanchard e Perotti (2002) recorre-se aqui a três variáveis, PIB, receitas líquidas e despesas do Estado, a preços de 1995. Os agregados orçamentais, incluídos com o intuito de cobrir todo o orçamento, são, portanto, definidos da seguinte forma:

$$\text{Receita Total Líquida (RTL)} = \text{Receitas Totais} - (\text{Despesas Totais} - \text{Despesas de Consumo Final} - \text{Formação Bruta de Capital Fixo}) \quad (4.1)$$

⁸⁶ O autor define os hiatos do produto, receitas e despesas como a diferença entre o valor cíclico de cada variável e o seu valor tendencial.

Despesa Total (DT) = Despesas de Consumo Final + Formação Bruta de Capital Fixo

(4. 2)

Dada a existência de apenas dados anuais, a trimestralização das séries torna-se necessária e segue de perto a metodologia implementada por Venes (2003)⁸⁷. Tal como nesse trabalho, recorre-se aqui a dados anuais da AMECO^{88,89}.

Para a construção da série de PIB real, utilizou-se a informação do PIB a preços correntes da AMECO (com o código PRT.1.0.0.0.UVGD). A essa série foram aplicados os coeficientes de trimestralização retirados de Venes (2003), construídos com base na informação disponível das Contas Nacionais Trimestrais do Instituto Nacional de Estatística (INE). Dessa forma foi possível obter os dados trimestrais do PIB, de 1982 a 2000, a preços correntes⁹⁰. A não utilização da informação recolhida do INE deveu-se, por um lado, à vantagem de recorrer neste estudo a uma única fonte de dados e, por outro lado, ao facto da base de dados AMECO fornecerem dados para todos os agregados desejados para o estudo, contrariamente a outras fontes.

A trimestralização dos dados referentes ao Sector Público Administrativo (SPA) seguiu também de perto a metodologia aplicada por Venes (2003). A principal diferença relativamente ao referido trabalho reside nos agregados utilizados.- Enquanto Venes

⁸⁷ Agradeço ao Nuno Venes a base de dados que me disponibilizou e que foi importante na trimestralização das variáveis orçamentais. Dado que se trata de uma metodologia muito próxima da de Venes (2003), foi retirado deste trabalho o coeficiente de trimestralização do PIB e do Consumo Público, além do deflator trimestral do PIB.

⁸⁸ Annual Macro Economic Database: European Commission, Directorate General, Economic and Financial Affairs, Directorate A: Economic Studies and research; Unit 2: Economic databases and statistical co-ordination; Sector: Macro-economic database (versão actualizada a 17 de Abril de 2003).

⁸⁹ As séries nominais utilizadas neste estudo são apresentadas no anexo A.

⁹⁰ Para mais detalhes acerca da forma de cálculo da série trimestralizada vide anexo D.

(2003) recorre ao consumo público e à receita total líquida, definida como as receitas totais menos a diferença entre as despesas totais e o consumo público, neste trabalho utilizar-se-á, como já foi referido anteriormente, a despesa do Estado definida como o consumo público mais a FBCF e a Receita Líquida Total, definida como a receita total menos as despesas totais, expurgadas dos agregados mencionados. Esta ligeira diferença, que vai influenciar a forma de trimestralização dos dados, deriva do facto do autor ter como finalidade estudar os efeitos não keynesianos da política orçamental, portanto, do consumo público. O âmbito deste trabalho é diferente. Pretende-se, por um lado destacar as componentes dos Gastos do Estado que fomentam a Procura Agregada (Consumo Público e FBCF) e, por outro, destacar a restrição orçamental do Estado através da definição da Receita Total Líquida como variável residual⁹¹.

Assim, para a Receita Total, utilizam-se dados da Receita Total do subsector Estado e as Receitas Correntes da Segurança Social⁹², retirados dos Boletins mensais da Direcção Geral do Orçamento (DGO) e das Estatísticas da Segurança Social do Instituto de Gestão Financeira da Segurança Social, respectivamente. Após a obtenção dos coeficientes trimestrais para este agregados, estes foram imputados à série anual da AMECO (código PRT.1.0.0.0.URTG) de forma a obter a série nominal trimestralizada da receita total do SPA.

⁹¹ A forma de trimestralização aplicada neste ponto segue, como já foi referido, a metodologia aplicada por Venes (2003). Para trimestralizar a Receita e a Despesa do Estado o autor recorre a dados retirados tanto da Direcção-Geral do Orçamento, como do Instituto de Gestão Financeira da Segurança Social. Trimestralizou, portanto, agregados obtidos a partir de uma óptica de Contabilidade Nacional com agregados obtidos de uma óptica de caixa. A razão que levou Venes (2003) a optar por esta metodologia foi a falta de dados trimestrais disponíveis para os agregados necessários ao estudo. Tal como nesse trabalho, também aqui surge esta questão, que é resolvida de forma similar.

⁹² Trimestralizou-se um agregado correspondente ao SPA com dados de um conjunto de instituições menos amplo, a Administração Central e Segurança Social. Destes subsectores, as rubricas de receita abrangidas na trimestralização significavam, em 2000, 79% da receita total do SPA (de acordo com dados fornecidos pela Conta Geral do Estado). Esta metodologia foi aplicada por Venes (2003).



Para o Consumo Público (código PRT.1.0.0.0.UCTG0 da AMECO) recorreu-se, mais uma vez, aos coeficientes de trimestralização de Venes (2003), determinados com base na informação disponibilizada, pelas Contas Nacionais Trimestrais referente ao Consumo Colectivo. Daqui foi possível calcular a série trimestral do Consumo Público. Tal como nos casos anteriores, o processo de trimestralização da série de Formação Bruta de Capital Fixo (código PRT.1.0.0.0.UIGG0 da AMECO) utilizou informação de outras fontes. Neste caso específico as Despesas de Capital do subsector do Estado publicadas pela Direcção Geral do Orçamento serviram de indicador⁹³.

Finalmente, a Despesa Total nominal (código PRT.1.0.0.0.UUTG da AMECO) foi trimestralizada utilizando a despesa total do Subsector Estado e as Despesas Correntes da Segurança Social, à semelhança do que foi feito para as Receitas Totais.

Depois de deflacionadas as séries, com o deflator do PIB retirado de Venes (2003), procederam-se aos devidos cálculos de forma a obter os agregados desejados⁹⁴. O PIB, a Receita Total Líquida (RTL) e a Despesa Total (DT), trimestrais, a preços de 1995 são apresentados no quadro que se segue.

⁹³ As despesas de capital incluem, além da FBCF, outras despesas como as transferências de capital. A utilização deste agregado para trimestralizar a FBCF, apesar de não ser o mais indicado, foi inevitável devido à falta de alternativas mais próximas do desejado.

⁹⁴ Para determinar o deflator do PIB para o período em análise, Venes (2003) utiliza o deflator do PIB (em valores trimestrais) obtidos a partir dos dados fornecidos pelas Contas Nacionais Trimestrais do INE e o valor anual para o deflator do PIB em Índice (1995=100) da AMECO. Do confronto entre as duas séries o autor determina a série para o deflator do PIB.

Quadro 3 – Séries Utilizadas

		PIB	Receita Total Líquida	Despesa Total
	Trimestre			
1982	I	13.773,44	1.848,65	2.253,41
	II	14.474,32	1.738,87	2.425,90
	III	13.902,88	1.503,23	2.905,12
	IV	14.606,05	1.290,71	2.990,68
1983	I	14.201,00	2.079,47	2.385,63
	II	14.407,34	1.351,46	2.608,85
	III	14.387,88	1.634,22	2.640,64
	IV	14.399,84	2.246,35	2.753,47
1984	I	13.894,02	2.095,55	2.260,41
	II	14.145,56	1.646,53	2.320,95
	III	14.066,49	1.363,92	2.647,28
	IV	14.181,74	1.528,90	2.574,04
1985	I	14.228,68	2.120,02	2.226,55
	II	14.420,86	763,62	2.555,43
	III	14.235,31	1.747,79	2.452,04
	IV	14.581,39	317,81	2.815,95
1986	I	14.500,52	1.807,62	2.454,57
	II	14.850,73	313,08	2.602,35
	III	14.813,10	1.921,93	2.489,46
	IV	15.269,67	1.550,75	2.756,71
1987	I	15.064,75	1.181,65	2.317,34
	II	15.571,58	1.332,30	2.648,56
	III	15.769,68	1.226,23	2.543,66
	IV	16.112,25	2.415,57	3.190,48
1988	I	16.587,98	2.463,97	2.649,59
	II	16.650,26	2.831,01	2.927,71
	III	16.831,97	2.521,51	2.797,18
	IV	17.296,78	1.703,31	3.612,58
1989	I	17.821,80	2.624,55	2.947,91
	II	17.588,81	2.999,29	3.134,92
	III	17.994,65	3.403,30	3.091,23
	IV	18.395,45	1.966,85	3.972,01
1990	I	18.422,58	1.665,80	3.333,97
	II	18.766,30	2.412,88	3.489,82
	III	18.813,43	2.695,60	3.574,92
	IV	19.557,65	2.675,99	4.077,15
1991	I	18.963,79	2.586,88	3.644,14
	II	19.545,00	2.462,76	3.636,74
	III	19.746,98	4.111,43	3.877,60
	IV	20.157,76	1.450,32	5.317,44
1992	I	20.168,86	2.190,08	4.260,93
	II	19.935,86	4.027,17	4.166,27
	III	19.471,68	1.786,66	4.359,78
	IV	19.725,97	5.191,32	4.247,81
1993	I	19.127,19	978,57	4.491,52
	II	19.274,45	3.674,99	4.217,89
	III	19.120,09	2.868,72	4.165,50
	IV	19.523,12	3.366,32	4.297,63
1994	I	19.182,71	1.093,48	4.578,88
	II	19.521,84	4.005,15	3.943,79
	III	19.143,95	2.603,83	4.279,38
	IV	19.717,62	3.210,76	4.142,24
1995	I	19.729,80	2.726,53	4.293,27
	II	19.852,18	3.397,66	4.678,58
	III	19.977,13	3.423,00	4.397,89
	IV	20.241,31	3.894,50	4.451,27
1996	I	20.475,33	2.724,48	4.755,91
	II	20.768,57	4.966,01	4.810,84
	III	20.890,45	2.802,45	5.204,96
	IV	20.931,57	4.723,12	4.430,17
1997	I	21.238,58	843,05	5.385,87
	II	21.514,29	6.216,53	4.879,55
	III	21.623,93	4.021,55	4.899,68
	IV	21.809,78	5.938,08	4.998,46
1998	I	22.128,92	767,96	5.562,60
	II	22.389,68	4.874,48	5.168,66
	III	22.674,17	6.344,32	5.072,46
	IV	22.922,92	5.707,72	4.834,35
1999	I	23.152,21	2.630,26	5.763,02
	II	23.285,21	6.367,11	5.185,14
	III	23.383,40	5.735,31	5.843,67
	IV	23.490,41	4.820,24	5.440,94
2000	I	23.991,32	3.470,76	6.193,11
	II	24.084,87	4.151,14	5.867,53
	III	24.396,43	6.260,67	5.604,84
	IV	24.525,38	6.946,91	5.965,27

Unidades: Milhões de euros.

Fonte: Cálculos com base em dados da AMECO, Venes (2003), Direcção Geral do Orçamento e Inst. de Gestão Financeira da Segurança Social.

4.1.1. A ESTACIONARIDADE DAS SÉRIES

Estudar os efeitos dos choques da política orçamental na economia implica um trabalho prévio de estudo da estacionaridade das séries em análise. De acordo com Canova (2001), para uma inferência correcta é necessário resolver problemas de não estacionaridades das séries. Assim, num modelo VAR devem ser apenas introduzidas variáveis que sejam estacionárias de forma a evitar o aparecimento de regressões espúrias ou de erros de inferência.

A análise que se segue deriva de um trabalho inicialmente desenvolvido por Dickey-Fuller, que pretendia avaliar a existência de raízes unitárias. Com base nas três regressões,

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

onde α_0 traduz a deriva (*drift*) e $\alpha_2 t$ a tendência linear, testa-se a existência de uma raiz unitária, ou seja, se:

H0: $\gamma = 0$, então existe uma raiz unitária

H1: $\gamma < 0$, então a série é estacionária

O teste é semelhante a um teste T-Student sobre o coeficiente em questão, mas neste caso recorrendo às tabelas de Mackinnon⁹⁵. Todavia, surgem, neste tipo de formulação, problemas de autocorrelação que invalidam toda a inferência estatística. Para solucionar

⁹⁵ Os valores críticos vão depender da formulação da regressão, se com ou sem tendência e/ou drift, e podem ser obtidos nas tabelas constantes em Mackinnon (1991).

esta questão introduzem-se desfasamentos da variável dependente, segundo expressão abaixo apresentada, passando o teste a designar-se de Augmented Dickey-Fuller (ADF).

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

Contudo, para o estudo em causa, e por ter como base dados trimestrais, o modelo acima apresentado foi ligeiramente alterado, com a introdução de *dummies* trimestrais, além do drift e da tendência⁹⁶.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{j=1}^3 \lambda_j D_{jt} + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

Já foi referido que o teste de raízes unitárias consiste, em termos práticos, na avaliação do coeficiente γ . Coloca-se entretanto a questão de saber qual o desfasamento ideal da variável dependente a ser utilizado. Recorre-se aqui ao critério do geral para o particular. Este procedimento consiste na estimação de um modelo o mais geral possível, sem autocorrelação, e ir retirando desfasamentos sem com isso acrescentar autocorrelação⁹⁷.

Neste caso, o estudo da existência de raízes unitárias começa pela análise gráfica. A observação dos gráficos 1 e 2 permitem concluir que as variáveis LPIB (logaritmo do PIB) e LDT (logaritmo da DT), ao contrário da série da LRTL (logaritmo da RTL), não aparentam ser estacionárias. Esta primeira avaliação é validada pelo teste ADF, cujos resultados são apresentados no quadro 4.

⁹⁶ Em séries trimestrais surge o problema da existência de raízes unitárias sazonais. Para ultrapassar esta dificuldade foram introduzidas *dummies* trimestrais. Para mais detalhes da forma de tratamento desta questão vide Lopes (2001,2002).

⁹⁷ O teste de autocorrelação utilizado é o de Breusch-Godfrey até à ordem 4. Para mais pormenores ver, por exemplo, Jonhston e DiNardo (1997) ou Greene (2000).

Gráfico 1 – Evolução do Logaritmo do PIB, RTL e DT

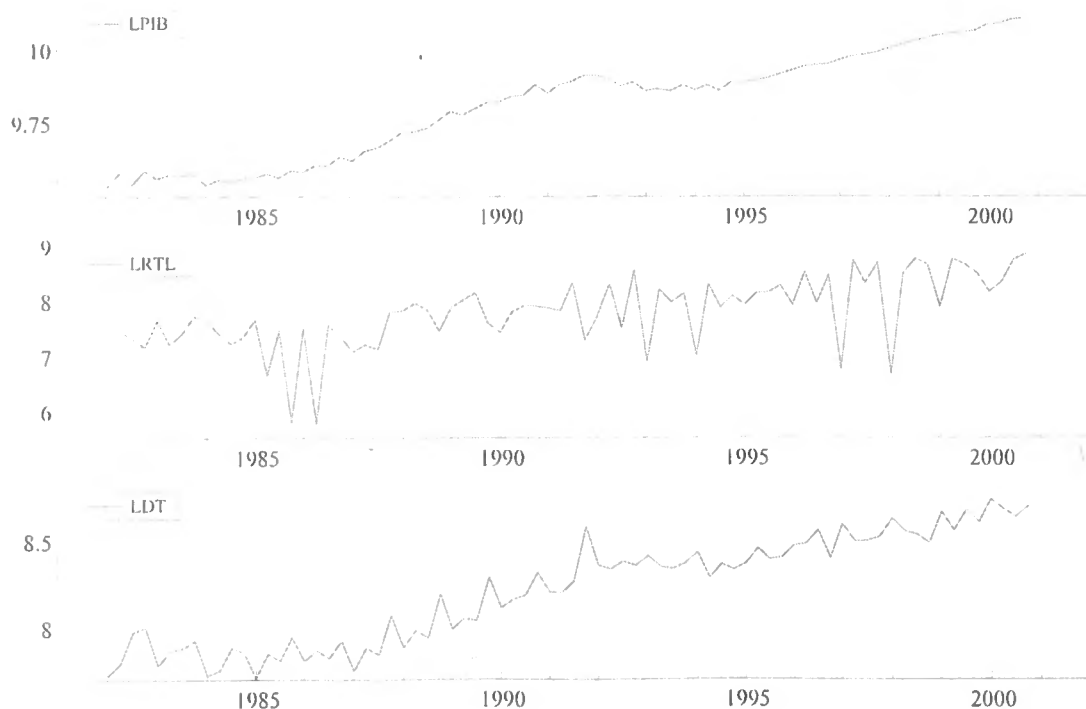
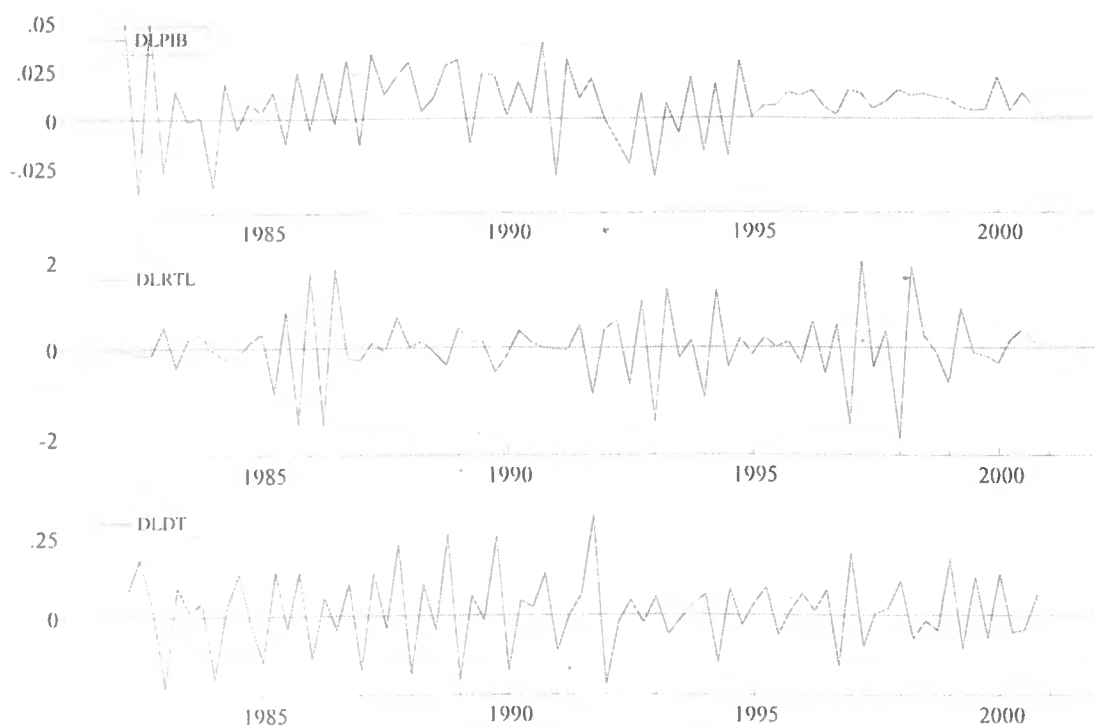


Gráfico 2 – Evolução da variação do logaritmo do PIB, RTL e DT



Quadro 4 – Resultados do teste ADF

Variável		Desfasamento	Estatística de Teste	Valores críticos		Resultado
				5%	1%	
LPIB	Com tendência e constante	2	-1,4983	-3,4790	-4,1040	I(1)
	Sem tendência e com constante	2	-0,8679	-2,9060	-3,5330	
Δ LPIB	Sem tendência e com constante	1	-4,3397	-2,9070	-3,5340	I(1)
LRTL	Com tendência e constante	1	-4,5519	-3,4790	-4,1040	
	Sem tendência e com constante	1	-2,2240	-2,9060	-3,5330	I(1)
Δ LRTL	Sem tendência e com constante	2	-8,5011	-2,9070	-3,5340	
LDT	Com tendência e constante	3	-1,4716	-3,4790	-4,1040	I(1)
	Sem tendência e com constante	3	-0,3233	-2,9060	-3,5330	
Δ LDT	Sem tendência e com constante	2	-10,3800	-2,9070	-3,5340	

Os testes ADF, para as três variáveis, foram determinados com auxílio do software PcGive 9.0 (ver Doornik e Hendry (2001), volume I). Estes, realizados tanto para o logaritmo das variáveis como para a primeira diferença do logaritmo, permitem confirmar que as variáveis LPIB e LDT são integradas de ordem 1 ($I(1)$)⁹⁸. No caso da LRTL os resultados do teste ADF não são peremptórios. Se por um lado rejeita a hipótese de ser uma série integrada de segunda ordem, por outro não é claro se se trata de uma série integrada de primeira ordem ou estacionária. Optou-se por considerar que LRTL é integrada de primeira ordem.

Daqui resulta que as variáveis a introduzir no modelo são Δ LPIB, Δ LDT e Δ LRTL.

4.2. Apresentação do Modelo

Sims (1980) foi pioneiro na utilização desta metodologia, tendo sido posteriormente desenvolvida por outros econométristas no estudo de diversas problemáticas. Segundo a literatura que trata desta questão, os VAR's consistem num conjunto de equações

⁹⁸ Para serem estacionárias estas variáveis devem ser diferenciadas uma vez.

simultâneas em que cada variável é função de valores desfasados de si própria e de valores correntes e desfasados de todas as outras variáveis do sistema⁹⁹.

Existem duas representações possíveis dos VAR's, a forma estrutural e a forma reduzida, tal como nas seguintes equações (para o caso de um VAR de ordem 1, por simplificação),

$$BY_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + e_t \quad (4.9)$$

em que $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$, ε_t é o vector de choques estruturais e $E(e_t e_t') = \Omega = B^{-1}D(B^{-1})'$ a matriz de covariâncias, onde D é uma matriz diagonal positiva.

Dado que ambas as equações não são identificadas, é necessário admitir um conjunto de restrições. Estas podem ser sobre os coeficientes, sobre a matriz de covariâncias, ou sobre ambos. Deste sistema de equações, decorre um estudo sobre os impulsos, as chamadas funções de resposta a impulso, que apresentam os efeitos de choques de uma variável sobre as restantes.

Neste estudo, para analisar os efeitos de choques orçamentais na economia, recorreu-se a uma metodologia aplicada por Blanchard e Perotti (2002) à economia norte americana, o VAR estrutural, que usa a teoria económica ou a informação institucional para determinar as relações contemporâneas entre as variáveis. De acordo com Stock e Watson (2001) esta forma de estimação possibilita a comparação com modelos teóricos e isola os co-movimentos em modelos temporais. No entanto, segundo estes a aplicação desta metodologia ignora a existência de não linearidades, heterocedasticidade condicional ou de alterações ou quebras nos parâmetros.

⁹⁹ Pode também depender de outras variáveis exógenas bem como de uma tendência.

Utilizar esta metodologia prendeu-se com a necessidade de estudar, em paralelo com os efeitos de choques orçamentais, o funcionamento dos estabilizadores orçamentais automáticos estimados a partir de um conjunto de informação institucional, o que em termos práticos resultou na imposição de hipóteses de identificação, de forma a “controlar” as funções de resposta a impulsos¹⁰⁰. A expressão geral do modelo a estimar é apresentada pela seguinte expressão.

$$X_t = BZ_t + A(L)X_{t-1} + v_t \quad (4.10)$$

Nesta expressão, $X_t = [Y_t \ G_t \ T_t]$, $Z_t = [c \ q_1 \ q_2 \ q_3]$ e $v_t = [v_t^y \ v_t^g \ v_t^t]$, em que a matriz Z corresponde ao conjunto de variáveis exógenas do modelo, constante (c) e *dummies* trimestrais (q_1, q_2, q_3) e $E(v_t v_t') = \Sigma$, sendo Σ , por definição, uma matriz definida positiva. X_t representa as variáveis a introduzir no modelo VAR, nomeadamente, as primeiras diferenças do logaritmo do PIB (Y_t) e do logaritmo das receitas (T_t) e o logaritmo das despesas (G_t) do Estado, todos em termos reais, tal como o definido na secção 4.1.¹⁰¹

No que concerne às inovações do VAR inicial (v_t), estas podem ser decompostas num conjunto de componentes não correlacionadas (equações (4.11) a (4.12)) e independentes. ε_t é um ruído branco, ou seja, $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0; D)$ e D uma matriz diagonal positiva, que representa os efeitos para além dos que constam nas equações, o que no

¹⁰⁰ Para mais pormenores da teoria dos VARs estruturais consultar Hamilton (1994).

¹⁰¹ A dimensão do VAR, mais concretamente, o número de parâmetros a inserir, tem sido alvo de debate. Stock e Watson (2001) alertam que VARs de pequena dimensão tendem a ser maus instrumentos de previsão por serem demasiado instáveis. Por sua vez, VARs de grande dimensão têm a dificuldade de terem demasiados coeficientes desconhecidos, sendo necessário aplicarem-se mais restrições.

caso da política orçamental traduz uma variação da política não explicada pelas variáveis explicitadas nas expressões.

$$v_t^y = \beta_1 v_t^g + \beta_2 v_t^l + \varepsilon_t^y \quad (4.11)$$

$$v_t^g = \alpha_1 v_t^y + \alpha_2 \varepsilon_t^l + \varepsilon_t^g \quad (4.12)$$

$$v_t^l = \delta_1 v_t^y + \delta_2 \varepsilon_t^g + \varepsilon_t^l \quad (4.13)$$

As equações supra, explicitadas com base no trabalho de Blanchard e Perotti (2002), indicam que os choques nas variáveis orçamentais têm efeitos em todas as variáveis do sistema. A resposta do produto aos choques tem, por sua vez, efeitos sobre essas variáveis orçamentais.

De seguida apresenta-se a representação matricial das equações.

$$\begin{bmatrix} 1 & -\beta_1 & -\beta_2 \\ -\alpha_1 & 1 & 0 \\ -\delta_1 & 0 & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} v_t^y \\ v_t^g \\ v_t^l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \alpha_2 \\ 0 & \delta_2 & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^l \end{bmatrix}$$

4.3. Escolha da ordem do VAR

Dada a expressão geral do modelo, importa saber o número de desfasamentos das variáveis a introduzir.

A estimação da ordem do VAR, necessária antes do estudo das respostas a impulso, pode ser realizada com recurso à inferência estatística tradicional ou através de critérios baseados na incerteza de previsão. Na inferência estatística tradicional estimamos o modelo alargado e o modelo reduzido (restrito) de forma a obter o valor da

verosimilhança, o que permite calcular o rácio de verosimilhanças (LR). Neste estudo recorre-se a critérios baseados na incerteza de previsão, nomeadamente aos critérios *Akaike information criterion* (AIC)¹⁰², *Schwarz Bayesian information criterion* (SBIC)¹⁰³ e *Hannan e Quinn*¹⁰⁴.

Aplicando o método de estimação do geral para o particular, a regra de decisão consiste na escolha de um desfasamento que minimize os referidos critérios. O software PcFiml, versão 9.0¹⁰⁵, permitiu estimar a equação (4.10) para diversos desfasamentos tendo-se chegado aos resultados constantes no quadro 5.

¹⁰² Este critério corresponde a $AIC = \ln\{\det[\hat{\Sigma}_{(m)}^{(ML)}]\} + (2 N^2 m)/T$, em que m é o número de desfasamentos, $\hat{\Sigma}_{(m)}^{(ML)}$ a matriz de variâncias-covariâncias, N o número de variáveis endógenas, $N^2 m$ o número de parâmetros a estimar e T o número de observações.

¹⁰³ Este critério é dado por $SBIC = \ln\{\det[\hat{\Sigma}_{(m)}^{(ML)}]\} + \ln(T)/T m N^2$

¹⁰⁴ Esta critério é determinado por $HQ = \ln\{\det[\hat{\Sigma}_{(m)}^{(ML)}]\} + 2 \ln[\ln(T)]/T m N^2$

¹⁰⁵ Ver Doornik e Hendry (2001), volume II.

Quadro 5 – Escolha da ordem do VAR

Número de Lags	Crítério SIBC	Crítério HQ	Crítério AIC	Autocorrelação (1)	Normalidade
10	-14,263	-14,688	-15,611	0,86469 (0,6844)	3,0882 (0,7977)
9	-14,135	-14,743	-16,062	0,82855 (0,7386)	8,0414 (0,2351)
8	-14,174	-14,964	-15,678	0,75791 (0,8334)	5,5031 (0,4811)
7	-13,878	-14,850	-15,961	0,60572 (0,9627)	8,2535 (0,2201)
6	-13,539	-14,693	-16,199	0,95523 (0,5589)	11,726 (0,0684)
5	-13,209	-14,546	-15,448	0,91707 (0,6189)	14,274 (0,0267)
4	-13,187	-14,706	-16,003	1,1697 (0,2591)	15,019 (0,0201)
3	-12,702	-14,404	-16,097	1,3689 (0,0973)	10,419 (0,1081)
2	-12,257	-14,140	-16,229	2,075 (0,0010)	10,348 (0,1107)
1	-11,908	-13,974	-15,459	2,4173 (0,0001)	11,705 (0,0689)

Nota: (1) O resultado apresentado corresponde ao teste de autocorrelação até a quinta ordem e recorre à estatística F.

Conjugando os critérios AIC, SIBC e HQ com os testes de normalidade dos resíduos e de autocorrelação, chega-se a um desfazamento óptimo de oito. Esta ordem, além de garantir a normalidade dos resíduos e a inexistência de autocorrelação dos erros, minimiza o critério HQ e aparece em segundo lugar no critério SIBC¹⁰⁶.

Sabendo a ordem do VAR a estimar, importa agora proceder à identificação do modelo com base em informação institucional.

4.4. Identificação dos choques orçamentais

Tal como está apresentado o modelo não é resolúvel. São demasiadas as incógnitas para o número de equações existentes. Para superar esta lacuna existem duas alternativas:

- 1) Admitir, com base em informação externa ao modelo, valores para as referidas variáveis;

¹⁰⁶ O critério AIC é minimizado com desfazamento 2, que não garante a inexistência de autocorrelação.

- 2) Aplicar métodos econométricos de decomposição da variância, que assume determinadas relações contemporâneas entre as variáveis, e resulta na construção de uma matriz triangular inferior.

Ambas as alternativas têm os seus inconvenientes. Enquanto a primeira pode implicar admitir hipóteses demasiado fortes, a segunda peca por não ter como fundamento qualquer teoria económica. Apesar destes inconvenientes neste estudo recorrer-se-á a um conjunto de informação institucional para determinar o valor dos coeficientes. Com base nas equações (4.11) a (4.13), e começando pelos efeitos das variações do produto nas diversas componentes do orçamento, tem-se:

- α_1 representa os efeitos automáticos e os ajustamentos discricionários de uma inovação do produto nos gastos do Estado. Como estamos a trabalhar com dados trimestrais, e concordando com as hipóteses admitidas por Blanchard e Perotti, considera-se que, dados os lags de decisão e de implementação, não se verificam ajustamentos discricionários dos gastos a um impulso no produto. Nos períodos de análise, os gastos do Estado são constituídos por aquisições de bens e serviços (correntes e de capital), componentes que não reagem automaticamente ao produto, tal como visto na secção 1. Portanto, este coeficiente terá, por hipótese, um valor nulo ($\alpha_1=0$).

- δ_1 representa os efeitos automáticos e ajustamentos discricionários de uma inovação do produto nas receitas do Estado. A definição de estabilizadores automáticos dá uma primeira indicação acerca do sinal deste coeficiente, que deve ser positivo. Como se consideram dados trimestrais, admite-se que qualquer variação discricionária não é aqui contemplada, pois assume-se não ser possível fazer ajustamentos discricionários das receitas orçamentais neste período de tempo. Coloca-se então a questão de saber como determinar o valor do coeficiente. Para calcular o efeito dos estabilizadores automáticos

recorrer-se-á a alguma informação institucional, cuja metodologia é apresentada na subsecção seguinte.

4.4.1. IDENTIFICAÇÃO DOS EFEITOS AUTOMÁTICOS

Como referido, o modelo para ser resolvido necessita que se determine o efeito automático das receitas do Estado em relação a oscilações do produto. Este ponto debruçar-se-á sobre a metodologia de cálculo dos estabilizadores automáticos, seguindo de perto o trabalho desenvolvido por Blanchard e Perotti (2002).

Admite-se que o coeficiente δ_i terá a seguinte construção:

$\delta_i = \sum_i \phi_i \frac{T_i}{T}$, em que $i = c$ (impostos directos sobre as empresas), p (impostos directos sobre as famílias), s (contribuições para a Segurança Social), I (impostos indirectos) e t (transferências), ϕ_i a elasticidade de T_i em relação ao produto, T a Receita Total Líquida e $\frac{T_i}{T}$ o peso de i na Receita Total Líquida.

Relembrando a expressão da Receita Total Líquida (RTL),

$$RTL = \text{Receita Total} - (\text{Despesa Total} - \text{Consumo Público} - \text{FBCF})$$

Importa agora destacar as componentes que reagem ao ciclo do produto, ou seja,

$$\begin{aligned} RTL = & \text{Receitas do Imposto Directo Sobre o Rendimento das Pessoas Singulares} + \\ & \text{Receitas do Imposto Directo Sobre o Rendimento das Pessoas Colectivas} + \\ & \text{Receitas dos Impostos Indirectos} + \text{Receitas das Contribuições para a Segurança} \end{aligned}$$

Social + Outras Receitas – Transferências – (Despesa Total – Consumo Público – FBCF – Transferências).

O agregado entre parênteses (Despesa Total – Consumo Público – FBCF – Transferências) e as Outras Receitas têm uma elasticidade em relação ao produto nula.

O quadro que se segue apresenta resultados obtidos para Portugal para algumas das categorias referidas. Estes não serão, no entanto, utilizados neste estudo por duas ordens de razões: em primeiro referem-se a uma periodização anual, quando se pretende uma desagregação trimestral e, em segundo lugar, baseiam-se num intervalo de tempo distinto daquele que é base deste estudo.

Quadro 6 – Efeitos automáticos estimados

	ϕ_c	ϕ_p	ϕ_s	ϕ_l
Com base numa regressão ¹⁰⁷	1.5	0.9	0.8	1
Novas elasticidades ¹⁰⁸	2.5	1.2	0.5	1

Fonte Giorno et al. (1995)

Começando pelos impostos indirectos, importa fazer algumas considerações. O principal imposto indirecto do sistema fiscal português é o Imposto sobre o Valor Acrescentado (IVA), representando cerca de 57% em 1999 e 61% em 2000 do total de

¹⁰⁷ Estimados pelos autores a partir de uma regressão com a variável dependente a variação do logaritmo da componente de receita e como variáveis independentes o desfasamento (0 a 4) da variação do logaritmo do PIB, para um período de 1960 a 1992.

¹⁰⁸ As elasticidades, ϕ_p e ϕ_s foram calculadas com base na seguinte expressão:

$\phi = EE(EW.\varepsilon + 1)$, onde ϕ é a elasticidade do produto dos impostos ou das contribuições da segurança social, ε a elasticidade da receita aos salários, EE a elasticidade do emprego ao produto e EW a elasticidade do salários aos emprego.

receitas desta categoria de impostos. O IVA é seguido pelo Imposto sobre os Produtos Petrolíferos (17% e 14%), pelo Imposto Automóvel (9% e 8%) e pelo Imposto de Selo (7%). Os impostos analisados, com excepção do IVA, caracterizam-se por uma incidência num produto/serviço específico a uma taxa pré-definida. O IVA, introduzido no sistema fiscal português em 1989, tem uma natureza ligeiramente distinta dos restantes impostos desta categoria, na medida que abrange a generalidade de bens e serviços. Tratando-se de impostos proporcionais, e admitindo, por simplificação, que a base colectável é o PIB, vem que $\phi_I = 1,0$.¹⁰⁹ Aliás, comparando com os resultados apresentados no quadro 6, verifica-se que é uma hipótese aceitável, na medida em que, tratando-se de um imposto sem qualquer desfasamento na colecta, a análise ao nível trimestral não altera os principais resultados obtidos com dados anuais.

O imposto directo sobre o rendimento das pessoas singulares, IRS, tem uma forma de funcionamento distinto dos impostos indirectos supra mencionados, e é um dos principais elementos dos estabilizadores automáticos. Com base no conhecimento da construção do imposto e principalmente segundo o que foi feito por Blanchard e Perotti (2002), sabe-se que a receita fiscal (T) pode ser formalizada como:

$$T = t(W) * W(E) * E(Y) \quad (4.14)$$

onde t representa a taxa de imposto, W o salário, E o nível de emprego e Y o produto. A base colectável é dada por $B = W * E$.

Tomando os logaritmos da expressão (4.14) e fazendo a sua diferenciação, chega-se à seguinte equação.

¹⁰⁹ Tal como o que foi feito por Blanchard e Perotti (2002).

$$d \log T = \frac{\partial \log t}{\partial \log W} d \log W + \frac{\partial \log W}{\partial \log E} d \log E + \frac{\partial \log E}{\partial \log Y} d \log Y \quad (4.15)$$

A expressão (4.15) é por sua vez equivalente a:

$$d \log T = \left[\left(\frac{\partial \log t}{\partial \log W} + 1 \right) * \frac{\partial \log W}{\partial \log E} + 1 \right] * \frac{\partial \log E}{\partial \log Y} d \log Y \quad (4.16)$$

Daqui deduz-se a expressão para o coeficiente dos impostos directos sobre o rendimento das pessoas singulares.

$$\phi_p = \frac{d \log T}{d \log Y} = \left[\left(\frac{\partial \log t}{\partial \log W} + 1 \right) * \frac{\partial \log W}{\partial \log E} + 1 \right] * \frac{\partial \log E}{\partial \log Y}. \quad (4.17)$$

Portanto, a determinação do efeito estabilizador destes impostos passa pela estimação de cada uma das referidas componentes.

A elasticidade dos salários em relação ao emprego, $\frac{\partial \log W}{\partial \log E}$, será determinada através de uma regressão, onde a variável dependente é a variação do logaritmo do salário real e as variáveis independentes a variação do logaritmo do emprego para $t+1$ e os desfasamentos de 0 a 4 da variação do logaritmo do emprego, nomeadamente^{110,111}:

$$\Delta \log W = c + \alpha_0 \Delta \log E_{t+1} + \alpha_1 \Delta \log E_t + \alpha_2 \Delta \log E_{t-1} + \alpha_3 \Delta \log E_{t-2} + \alpha_4 \Delta \log E_{t-3} + \alpha_5 \Delta \log E_{t-4}$$

(4.18)

¹¹⁰ A forma de determinação desta elasticidade foi aplicada por Blanchard e Perotti (2002).

¹¹¹ O método de determinação dos salários e emprego trimestrais está explicitado no anexo E.



Calculada com dados trimestrais de 1982:1 a 2000:4, a elasticidade que aqui nos interessa é dada pelo valor do coeficiente α_1 , cujo resultado é 0,0487, pois indica-nos os efeitos contemporâneos do emprego nos salários¹¹².

A elasticidade do emprego em relação ao produto, $\frac{\partial \log E}{\partial \log Y}$, é obtida de forma similar.

Em vez de termos como variável dependente a variação do logaritmo do salário, teremos neste caso a variação do logaritmo do emprego e como variável independente a variação logarítmica do produto desfasada, ou seja:

$$\Delta \log E = c + \beta_0 \Delta \log Y_{t+1} + \beta_1 \Delta \log Y_t + \beta_2 \Delta \log Y_{t-1} + \beta_3 \Delta \log Y_{t-2} + \beta_4 \Delta \log Y_{t-3} + \beta_5 \Delta \log Y_{t-4}$$

(4.19)

Neste caso o valor do coeficiente β_1 é que nos interessa, na medida em que traduz os efeitos contemporâneos do produto no emprego¹¹³. Da estimação da equação (4.19) pelo OLS resulta o valor do coeficiente de 0,0506.

O coeficiente da componente $\frac{\partial \log t}{\partial \log W} + 1$, a elasticidade da receita do imposto sobre o rendimento em relação ao salário (1,9), foi retirado de Van den Noord (2000), tendo sido determinado com base na informação constante no código do IRS.

Substituindo estes resultados na equação (4.17), chega-se a um ϕ_p igual a 0,0553, que é inferir aos valores apresentados no quadro 6.

A elasticidade das contribuições para a Segurança Social foi determinada de forma similar à do IRS. Com elasticidades dos salários em relação ao emprego e do emprego

¹¹² Esta metodologia é apresentada no artigo de Blanchard e Perotti (2002).

em relação ao produto iguais aos aplicados para o IRS, e com uma elasticidade da receita das contribuições em relação ao salário, retirado de Van den Noord (2000), igual a 1, chegou-se a um resultado de 0,0531, que também é inferior aos resultados do quadro 6.

No que concerne ao imposto directo sobre rendimento das pessoas colectivas, IRC, pensou-se em aplicar uma metodologia semelhante à do IRS e Contribuições para a Segurança Social. Contudo, esta via implicava obter dados trimestrais dos lucros das empresas ou de alguma *proxy*, o que não foi possível. Assim, a elasticidade deste tipo de imposto foi calculada com base na equação (4.20)¹¹⁴.

$$\phi_c = \frac{\partial Z}{\partial Y} * \frac{Y}{Z} = \frac{\partial(Y - WE)}{\partial Y} * \frac{Y}{Z} = \left[1 - \left(1 - \frac{Z}{Y} \right) * \left(\frac{\partial E}{\partial Y} * \frac{Y}{E} \right) * \left(1 + \frac{\partial W}{\partial E} * \frac{E}{W} \right) \right] * \frac{Y}{Z} \quad (4.20)$$

As expressões $\left(\frac{\partial E}{\partial Y} * \frac{Y}{E} \right)$ e $\left(1 + \frac{\partial W}{\partial E} * \frac{E}{W} \right)$ correspondem, respectivamente, à elasticidade do emprego em relação ao produto e à elasticidade da massa salarial em relação ao emprego, já definidas anteriormente. O peso dos lucros no Produto, 0,419, foi obtido de Van den Noord (2000). Aplicando a equação (4.20) chegou-se ao valor do coeficiente, ϕ_c , de 2,3131, entre os valores apresentados no quadro 6.

Com um comportamento cíclico está também uma componente das despesas, as transferências. Este agregado incluiu, no entanto, um conjunto alargado de variáveis, nomeadamente, os subsídios de invalidez, de doença, de desemprego, entre outras, algumas com comportamento cíclico, outras não. Aqui se destaca apenas a importância cíclica dos subsídios de desemprego, em oposição ao comportamento das restantes. Para

¹¹³ Esta metodologia é apresentada no artigo de Blanchard e Perotti (2002).

esta componente será, portanto, admissível assumir um valor além de negativo, baixo. Blanchard e Perotti (2002) e Perotti (2002), apesar de trabalharem com amostras distintas, escolheram o valor de $-0,2$ para a elasticidade das transferências totais em relação ao produto. Neste caso, e para Portugal, não é de todo estranho assumir que esta elasticidade também deva ser negativa e com um valor absoluto baixo. Vamos assumir como hipótese que esta elasticidade seja $-0,1$. Este valor é inferior ao admitido pelos autores com base na hipótese que em Portugal o sistema de subsídios de desemprego, além de mais recente, é menos generoso¹¹⁵.

O valor do coeficiente δ_1 , média ponderada das elasticidades supra determinadas, é então dado por $1,5198$ ¹¹⁶. Os ponderadores utilizados, apresentados no quadro 7, foram calculados com base nas séries retiradas da AMECO e de dados da Direcção Geral do Orçamento.

¹¹⁴ Esta expressão foi aplicada em Van den Noord (2000).

¹¹⁵ O primeiro e verdadeiro regime de protecção social foi introduzido, em 1935, durante o Estado Novo com a criação da Previdência Social. Contudo, foi apenas após o 25 de Abril de 1974 que se criou o regime de Segurança Social actual, enquanto outros países da Europa, como a Alemanha, Inglaterra e França, já tinham regimes sólidos (criados nas décadas de 1950 e 1960) e procediam as suas primeiras reformas. Segundo Hampson (1998) o sistema de Segurança Social português ainda não foi alvo de uma grande reforma, na linha do que tem acontecido noutros países. De acordo com o autor "*Portugal is the least developed of all current members of the European Union and social provision is still limited*".

¹¹⁶ Blanchard e Perotti (2002) estimaram para a economia norte americana, para um período de 1947:1 a 1997:4, um valor médio para este coeficiente na ordem dos 2,08.

Quadro 7 – Proporção das componentes da Receita Total Líquida

Componente da RTL	Proporção $\left(\frac{T_i}{T}\right)$
IRS	36,2%
IRC	18,4%
Contribuições para a Segurança Social	69,8%
Impostos Indirectos	96,4%
Outras Receitas	41,6%
(Despesa Total - FBCF - Consumo Público - Transferências)	89,2%
Transferências	73,2%
TOTAL	100,0%

Fonte: Cálculos com base na AMECO e DGO.

4.5. Identificação dos choques

Com os coeficientes α_1 e δ_1 calculados importa agora determinar as restantes incógnitas das equações (4.11) a (4.13).

Começando pela estimação, com base no software estatístico TSP 4.5, do modelo VAR apresentado na equação (4.10) com oito desfasamentos, foi possível obter os valores estimados de v_t^y , v_t^g e v_t' , mais concretamente, \hat{v}_t^y , \hat{v}_t^g e \hat{v}_t' . Estas estimativas permitem calcular os restantes coeficientes, β_1 , β_2 , α_2 e δ_2 .

A obtenção do valor dos coeficientes β_1 e β_2 passa pelo cálculo dos choques ajustados ao ciclo, de acordo com o explicitado nas equações (4.21) e (4.22). Na prática, retiram-se das estimativas dos choques das receitas e das despesas as componentes de estabilização automática já estimadas, nomeadamente os coeficientes α_1 e δ_1 .

$$v_t^{g,AC} = \hat{v}_t^g - \alpha_1 \hat{v}_t^y = \alpha_2 \varepsilon_t' + \varepsilon_t^g \quad (4.21)$$

$$v_t'^{AC} = \hat{v}_t' - \delta_1 \hat{v}_t^y = \delta_2 \varepsilon_t^g + \varepsilon_t' \quad (4.22)$$

As novas variáveis, $\hat{v}_t^{g,AC}$ e $\hat{v}_t^{l,AC}$, por serem ortogonais ao outro choque na economia (ε_t^y), servem de instrumentos na estimação das relações contemporâneas entre as variáveis descritas na equação (4.11). Isto significa que possibilitam, através da estimação por variáveis instrumentais, a determinação de β_1 e β_2 .

Para determinar os dois últimos coeficientes em falta, α_2 e δ_2 , é necessário admitir algumas hipóteses de estimação no que concerne à resposta de uma variável orçamental a um choque da outra. Pode-se, por um lado, assumir que um choque nas despesas não tem um efeito contemporâneo sobre as receitas, ou seja, $\delta_2=0$, ou então que um choque nas receitas não tem qualquer efeito contemporâneo sobre as despesas, nomeadamente que $\alpha_2=0$. Estas hipóteses, a que chamarei doravante de Método A e Método B, respectivamente, implicam a estimação sequencial das equações (4.12) e (4.13), de forma a obter a estimativa do coeficiente em falta. Obviamente, os resultados obtidos não são indiferentes ao método utilizado (A ou B)¹¹⁷.

Tendo como objectivo a estimação das matrizes abaixo indicadas, onde se relacionam os choques estruturais com os choques da forma reduzida,

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \alpha_2 \\ 0 & \delta_2 & 1 \end{bmatrix}^{-1} * \begin{bmatrix} 1 & -\beta_1 & -\beta_2 \\ -\alpha_1 & 1 & 0 \\ -\delta_1 & 0 & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} v_t^y \\ v_t^g \\ v_t^l \end{bmatrix}$$

chegaram-se aos seguintes resultados para os dois métodos indicados,

¹¹⁷ Pormenores desta metodologia estão apresentados no Anexo F.

Método A (choques nas despesas não têm efeitos contemporâneos sobre as receitas)

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -0,0771 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} * \begin{bmatrix} 1 & 0,0128 & -0,0001 \\ 0 & 1 & 0 \\ -1,5198 & 0 & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} v_t^y \\ v_t^g \\ v_t^l \end{bmatrix}$$

Método B (choques nas receitas não têm efeitos contemporâneos sobre as despesas)

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & -4,9750 & 1 \end{bmatrix}^{-1} * \begin{bmatrix} 1 & 0,0128 & -0,0001 \\ 0 & 1 & 0 \\ -1,5198 & 0 & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} v_t^y \\ v_t^g \\ v_t^l \end{bmatrix}$$

4.6. Funções de Resposta a Impulsos

Tendo obtido as expressões para os choques estruturais sobre as variáveis, importa quantificar os efeitos desses choques. Esta análise é feita através das funções de resposta a impulsos.

Recorde-se a expressão do modelo estimado:

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^3 \lambda_j D_{jt} + \sum_{i=1}^8 \alpha_i X_{t-i} + v_t$$

Se admitirmos que X é um processo estacionário, então tem uma representação como média móvel:

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i v_{t-i}, \quad (4.23)$$

onde $\varphi_0 = 1$ e φ uma matriz três por três em que cada coeficiente representa a resposta de uma variável do sistema ao impulso de um resíduo da forma reduzida, ou seja, representa a resposta de X a inovações ocorridas em v .

O trabalho que aqui é desenvolvido visa estudar as funções de resposta a impulso não dos choques da forma reduzida mas de choques estruturais.

Sabendo que $\varepsilon_t = P^{-1}v_t$, sendo P^{-1} a matriz calculada na secção anterior (para os métodos A e B), logo que $v_t = P\varepsilon_t$, a expressão 4.23 pode ser apresentada da seguinte forma:

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i}, \quad (4.24)$$

em que, $\psi_i = \varphi_i P$, para $i=1, 2, \dots$.

Em termos práticos a obtenção das funções de resposta a impulso que nos interessam, passam pela multiplicando cada matriz φ por P^{-1} .

Portanto, obtém-se o efeito sobre a variável i de uma inovação da variável j ocorrida a m momentos atrás. No caso em estudo, vamos analisar os efeitos de choques ocorridos nas variáveis $\Delta LRTL (\varepsilon_t^l)$ e $\Delta LDT (\varepsilon_t^g)$. Estes efeitos serão dados pelos coeficientes das matrizes ψ_i .

Portanto, simulando choques de acordo com os resultados obtidos anteriormente obtiveram-se os seguintes resultados para um horizonte de 48 trimestres¹¹⁸.

¹¹⁸ Aqui serão apenas apresentados os resultados do método A, sendo os restantes resultados, do método B apresentados no Anexo G. Estes resultados foram obtidos através do uso do software TSP 4.5.

Modelo A (choques nas despesas não têm efeitos contemporâneos sobre as receitas)

Gráfico 3 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na Δ LDT

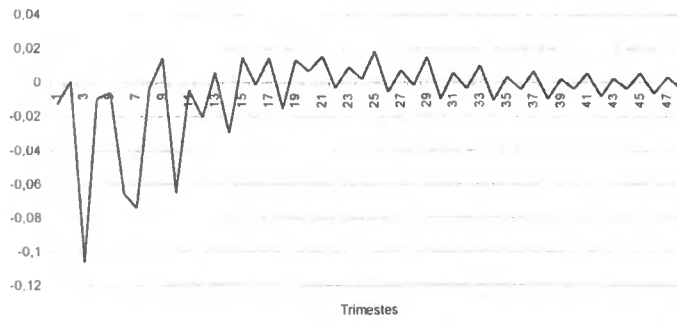


Gráfico 4 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na Δ LDT

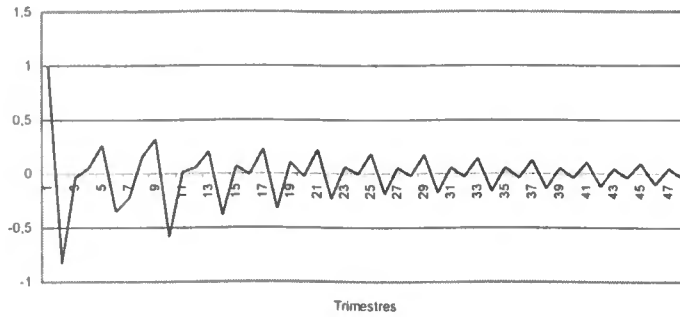


Gráfico 5 – Resposta de Δ LRTL a um estrutural choque na Δ LDT

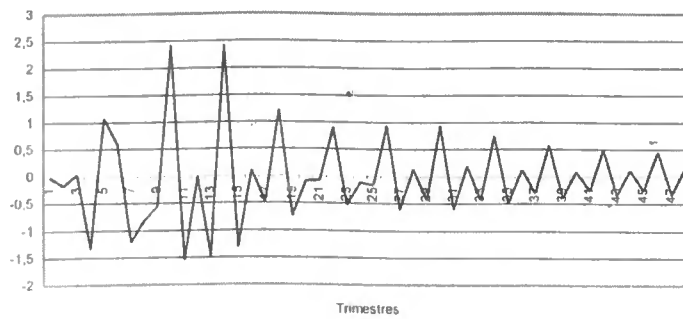


Gráfico 6 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na Δ LRTL

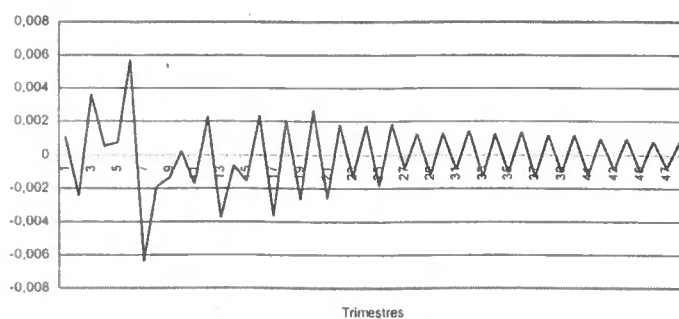


Gráfico 7 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na Δ LRTL

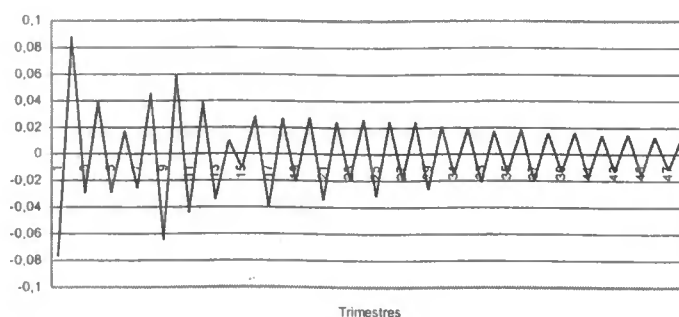
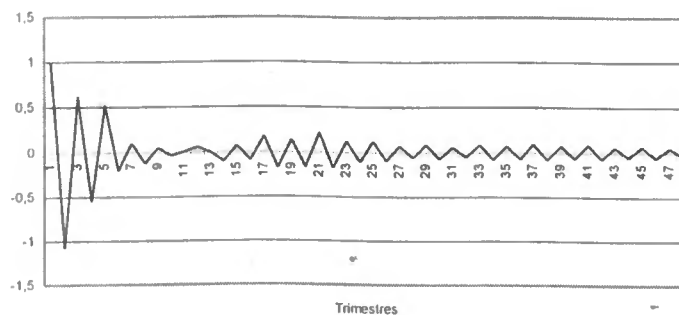


Gráfico 8 – Resposta de Δ LRTL a um estrutural choque na Δ LRTL



Tendo sido identificados os efeitos dos estabilizadores automáticos com base em informação institucional, as funções de resposta determinadas indicam os efeitos de medidas discricionárias de política orçamental. Para um período de análise de 48 trimestres conclui-se que um choque positivo na Despesa Total do Estado não tem os resultados esperados sobre o produto (gráfico 3) Este regista uma queda no impacto e

aumenta ligeiramente passados oito trimestres, para depois voltar a descer. Da observação do gráfico 4, que representa o comportamento das despesas a este choque, e comparando com o gráfico 3 constata-se que o produto, apesar não reagir positivamente a um choque nas despesas, acompanha a evolução desta. Verifica-se que a partir do terceiro trimestre aumentos nas despesas são acompanhados por aumentos no produto e reduções nas despesas por reduções no produto.

Comparando com os resultados obtidos por Blanchard e Perotti (2002), em que o produto tem o efeito esperado, subindo, pode-se apenas admitir que ocorrem efeitos não-keynesianos das despesas do Estado. Como se verificou em secção anterior, diz-se que ocorrem estes efeitos quando, a um aumento das despesas (consumo público), o produto reage negativamente. Como então se viu, isto acontece quando o Estado tem um défice elevado.

A reposta das receitas (gráfico 5) dão a entender que não existe, pelo menos no impacto, a necessidade de compensar o acréscimo de despesas com o aumento das receitas.

Verifica-se igualmente que um aumento discrecional nas receitas do Estado tem um efeito atípico no crescimento no produto, com este a registar um aumento entre os trimestres três e sete (gráfico 6), quando se esperaria que o aumento das receitas do Estado gerasse uma contracção económica. Mais uma vez, este resultado é contrário ao obtido por Blanchard e Perotti (2002) que, para a economia norte americana, determinam uma queda do produto. Este resultado não é, todavia, robusto pois a partir do Método B (choques nas receitas não têm efeitos contemporâneos sobre as despesas) o produto responde negativamente a um choque nas receitas do Estado.

O trabalho aqui desenvolvido só pode ser comparável com o trabalho de Venes (2003). O autor estima um modelo VAR semi-estrutural, com a primeira diferença do PIB, da taxa de inflação e do consumo público, com a segunda diferença da taxa de juro e com a

Receita Total Líquida. O objectivo do seu trabalho era o de analisar os efeitos não keynesianos da política orçamental e, portanto, os efeitos de choques no consumo público. A forma de identificação, tal como foi referido anteriormente, foi feita aplicando a decomposição de Choleski e admitindo algumas hipóteses na ordenação das variáveis. Tendo dados trimestrais para a economia portuguesa, de 1982:1 a 200:4, Venes (2003) conclui então que, da análise das funções de resposta a impulso, o produto responde positivamente a um choque no consumo público. Portanto, o autor não encontrou evidência da existência de efeitos não keynesianos da política orçamental. Apesar da comparação entre os trabalhos ter de ser cuidadosa, visto que os agregados orçamentais utilizados são distintos, as conclusões tanto de Venes (2003), como de Blanchard e Perotti (2002), como ainda mesmo de Perotti (2002), dão a entender que ainda há muito trabalho a ser desenvolvido nesta área, principalmente para Portugal.

Apesar das diferenças, pode-se concluir que as funções de resposta a impulso apontam, no caso de um choque nas despesas do Estado, para um desencorajamento na utilização de medidas orçamentais discricionárias, na medida que estas geram efeitos indesejáveis na economia. Aparentemente, chega-se a uma conclusão que está em consonância com a linha vigente, ou seja, a não utilização de medidas de política discricionária em pró do livre funcionamento dos estabilizadores orçamentais automáticos.

5. Conclusão

O trabalho empírico é uma forma de provar a validade de determinadas teorias e testar de ideias. É algo que se aplica a todos os ramos da ciência, entre os quais a economia. Neste domínio, foram sendo introduzidos na ciência económica diversos instrumentos, nomeadamente os estatísticos, de forma a melhor perceber o funcionamento da economia.

A metodologia dos VARs foi então desenvolvida para testar os efeitos de choques, monetários, na oferta agregada, orçamentais, entre outros. Com estes chegam-se a resultados que de outra forma só seriam alcançados através da utilização de métodos macroeconómicos mais complexos.

Actualmente, a política orçamental encontra-se no centro do debate político português. Por um lado, temos os que defendem o rigor orçamental e o cumprimento dos critérios impostos pela Comunidade Europeia, com o intuito de deixar os estabilizadores automáticos funcionar livremente. Por outro aqueles que invocam a necessidade do orçamento reagir ao ciclo do produto, de forma a corrigir eventuais desvios que possam surgir.

Do lado do primeiro grupo, encontra-se toda uma literatura que invoca os benefícios do rigor orçamental e das vantagens na suavização do ciclo económico do livre funcionamento dos estabilizadores orçamentais automáticos (Comissão (2001)). Por sua vez, os que defendem a discricionariedade da política orçamental apontam a incapacidade dos estabilizadores automáticos de corrigirem condições económicas adversas e sistemáticas. Todavia, é apontada a irreversibilidade e os lags de implementação da política discricionária como alguns dos motivos que levam a que esta deva ser evitada.

Os trabalhos de Blanchard e Perotti (2002) e de Perotti (2002) trouxeram uma metodologia interessante do estudo desta problemática, na medida em que analisam os efeitos dos choques orçamentais, vistos como indicadores de política orçamental discricionária, tendo identificado previamente os efeitos dos estabilizadores automáticos na economia.

Tendo como base uma literatura que aponta os estabilizadores orçamentais automáticos como instrumentais primordiais de política na estabilização do ciclo do produto, quando comparado com as medidas de política discricionárias, o objectivo deste trabalho era o confrontar estas duas medidas.

Seguindo então de perto a metodologia de trabalho de Blanchard e Perotti (2002), fez-se um estudo para Portugal, num período desde 1982 a 2000. O objectivo era o de estimar um modelo VAR, recorrendo a toda uma informação institucional que permitisse determinar, entre outras coisas, a dimensão dos estabilizadores automáticos. Após um trabalho prévio de transformação e estudo das séries temporais utilizadas, e com base no modelo implementado pelos referidos autores, foram estimados com base em informação institucional e em trabalhos de outros autores (por exemplo Van den Noord (2001)) uma matriz de choques estruturais. Desta forma, foi possível testar os efeitos de choques das Receitas Totais Líquidas e das Despesas Totais sobre o produto.

Da análise das funções de resposta a impulso, constatou-se que um choque sobre as despesas totais do Estado tem um efeito adverso sobre o produto. Este resultado permite concluir que a política orçamental discricionária, desenvolvida maioritariamente pela vertente das receitas, deve ser desencorajada pois não tem os efeitos desejados. Os resultados deste estudo são, no entanto, contrários aos principais resultados obtidos por outros autores em estudos anteriores, para a economia portuguesa e não só. Quando aqui se encontra evidência que um choque nas despesas tem um efeito contracionista no

produto, outros, como Venes (2003), concluem o contrário. Estas discrepâncias indicam que mais trabalho deve ser desenvolvido nesta área para Portugal. A primeira dificuldade a ser ultrapassada é a base de dados. Não existem disponíveis dados trimestrais para os agregados aqui utilizados, o que obrigou a um trabalho de trimestralização recorrendo a várias fontes. Houve a necessidade de misturar diferentes perspectivas de construção dos agregados introduzidos no modelo (óptica das Contas Nacionais e na óptica de Caixa) o que pode ter tido alguma influência nos resultados. Outra questão a ser melhorada é a sazonalidade das séries. Esta questão, não trabalhada aqui, mas alvo de investigação futura para o caso português, pode também ter condicionado as conclusões deste trabalho. Por último, a baixa elasticidade dos salários em relação ao emprego e do emprego em relação ao produto, estimadas com base em informação institucional, exige um maior aprofundamento e reflexão. Esta questão será, eventualmente, alvo de uma futura investigação.

ANEXOS

ANEXO A – Séries anuais nominais do PIB, Receita Total, Despesa Total, Consumo Público e FBCF

	PIB	Receita Total	Consumo Público	FBCF	Despesa Total
	1000 UVGD	1000 URTG	1000 UCTG0	1000 UIGG0	1000 UUTG
1982	10.986	3.398	1.560	496	4.228
1983	13.666	4.514	1.930	550	5.248
1984	16.718	5.449	2.349	573	6.418
1985	20.923	6.638	2.989	681	8.541
1986	26.245	8.760	3.721	831	10.833
1987	30.739	10.074	4.248	1.023	12.300
1988	36.730	12.779	5.242	1.308	14.158
1989	43.206	15.440	6.484	1.445	16.764
1990	50.817	18.020	8.059	1.695	21.384
1991	58.386	21.918	10.269	2.042	26.349
1992	65.778	27.283	11.585	2.553	30.412
1993	69.187	27.472	12.622	2.792	33.055
1994	74.938	28.680	13.596	2.766	34.465
1995	80.827	31.981	15.032	3.018	36.403
1996	86.230	35.392	16.331	3.596	39.507
1997	93.014	38.335	17.704	4.050	41.659
1998	100.963	41.350	19.124	3.983	44.551
1999	108.030	45.807	21.254	4.480	48.880
2000	115.546	48.848	23.697	4.445	52.115

Unidade: Milhões de euros

Fonte: AMECO

ANEXO B – Coeficientes de trimestralização

		PIB	Receita Total	Consumo Coletivo	Despesa Total	Despesas de Capital
	Trimestre					
1982	I	22,82%	18,50%	22,81%	16,81%	10,94%
	II	24,88%	24,66%	24,09%	22,89%	16,58%
	III	24,66%	23,32%	25,65%	25,20%	33,46%
	IV	27,64%	33,51%	27,45%	35,29%	39,02%
1983	I	22,72%	18,73%	23,03%	17,39%	14,02%
	II	24,04%	23,07%	24,45%	25,31%	22,36%
	III	26,11%	23,47%	25,70%	24,05%	28,88%
	IV	27,12%	34,72%	26,81%	32,36%	34,74%
1984	I	22,65%	19,78%	23,16%	17,49%	12,56%
	II	24,19%	24,78%	24,20%	24,04%	16,58%
	III	26,12%	23,74%	25,51%	26,36%	38,84%
	IV	27,04%	31,70%	27,13%	32,11%	32,02%
1985	I	23,09%	19,84%	22,51%	15,85%	12,19%
	II	24,56%	24,91%	24,14%	26,84%	27,73%
	III	25,44%	25,10%	25,85%	22,59%	21,15%
	IV	26,91%	30,15%	27,50%	34,73%	38,93%
1986	I	23,09%	18,08%	24,17%	17,12%	15,21%
	II	24,41%	24,41%	25,33%	28,86%	21,67%
	III	25,58%	24,58%	26,31%	22,25%	17,96%
	IV	26,92%	32,92%	24,19%	31,77%	45,17%
1987	I	23,61%	17,67%	23,46%	18,92%	11,72%
	II	24,35%	26,74%	24,33%	27,05%	23,43%
	III	25,39%	22,76%	25,44%	23,94%	17,43%
	IV	26,66%	32,83%	26,78%	30,10%	47,43%
1988	I	23,88%	19,35%	24,03%	18,16%	10,79%
	II	24,20%	27,39%	24,40%	25,09%	21,71%
	III	25,34%	24,25%	25,18%	22,96%	17,33%
	IV	26,58%	29,00%	26,38%	33,79%	50,17%
1989	I	23,90%	19,36%	23,07%	18,95%	14,71%
	II	24,01%	26,46%	24,41%	24,85%	18,45%
	III	25,57%	24,18%	25,68%	21,13%	16,11%
	IV	26,52%	30,00%	26,85%	35,08%	50,73%
1990	I	23,07%	18,71%	23,00%	20,73%	15,82%
	II	24,53%	24,58%	24,13%	24,06%	22,02%
	III	25,33%	26,47%	25,55%	25,12%	22,81%
	IV	27,07%	30,23%	27,31%	30,09%	39,35%
1991	I	23,14%	20,39%	22,99%	19,82%	11,50%
	II	24,61%	24,80%	24,49%	23,91%	7,75%
	III	25,55%	27,25%	25,76%	22,00%	13,89%
	IV	26,70%	27,55%	26,75%	34,27%	66,85%
1992	I	24,18%	20,85%	24,07%	24,07%	22,37%
	II	24,78%	24,63%	24,68%	22,47%	21,41%
	III	25,25%	23,87%	25,30%	28,63%	30,84%
	IV	25,80%	30,64%	25,95%	24,82%	25,38%
1993	I	24,15%	21,11%	24,24%	26,83%	30,93%
	II	24,86%	25,54%	24,78%	22,69%	22,74%
	III	24,95%	24,08%	25,26%	23,56%	20,47%
	IV	26,05%	29,26%	25,71%	26,92%	25,85%
1994	I	24,09%	22,00%	24,36%	27,83%	36,05%
	II	24,84%	26,03%	24,75%	21,49%	14,30%
	III	25,03%	24,20%	25,20%	24,90%	27,72%
	IV	26,04%	27,77%	25,69%	25,78%	21,93%
1995	I	24,41%	21,84%	24,17%	23,49%	21,87%
	II	24,82%	26,10%	24,72%	26,48%	33,53%
	III	25,14%	23,87%	25,28%	23,69%	22,31%
	IV	25,63%	28,19%	25,83%	26,33%	22,29%
1996	I	24,37%	20,41%	24,28%	23,57%	25,47%
	II	24,83%	28,52%	24,76%	25,14%	25,47%
	III	25,20%	23,65%	25,24%	27,51%	35,93%
	IV	25,60%	27,42%	25,72%	23,78%	13,12%
1997	I	24,35%	19,86%	24,35%	29,90%	35,37%
	II	24,90%	28,05%	24,82%	22,36%	21,20%
	III	25,09%	21,84%	25,23%	22,37%	20,27%
	IV	25,66%	30,25%	25,60%	25,37%	23,15%
1998	I	24,19%	19,65%	24,26%	30,12%	37,68%
	II	24,78%	25,70%	24,70%	24,59%	26,43%
	III	25,21%	28,16%	25,22%	22,94%	21,88%
	IV	25,81%	26,48%	25,82%	22,35%	14,01%
1999	I	24,53%	21,27%	23,99%	27,26%	33,41%
	II	24,93%	25,99%	24,67%	21,56%	16,78%
	III	25,02%	26,93%	25,34%	25,49%	30,52%
	IV	25,53%	25,82%	25,90%	25,69%	19,29%
2000	I	24,30%	21,00%	24,13%	25,79%	34,42%
	II	24,86%	23,46%	24,73%	25,92%	25,72%
	III	25,16%	25,67%	25,29%	22,56%	15,43%
	IV	25,66%	29,88%	25,85%	25,73%	24,43%

Fonte: Coeficientes do PIB e do Consumo Público retirados de Venes (2003) e os restantes coeficientes obtidos através de cálculos com base em dados da DGO e do Instituto de Gestão Financeira da Segurança Social., recolhidos por Nuno Venes.

ANEXO C – Deflator do PIB

Ano	Trimestre	Deflator do PIB
1982I		0,1820
II		0,1888
III		0,1949
IV		0,2079
1983I		0,2187
II		0,2281
III		0,2480
IV		0,2574
1984I		0,2725
II		0,2859
III		0,3043
IV		0,3188
1985I		0,3393
II		0,3563
III		0,3739
IV		0,3861
1986I		0,4179
II		0,4314
III		0,4532
IV		0,4627
1987I		0,4817
II		0,4806
III		0,4949
IV		0,5086
1988I		0,5288
II		0,5338
III		0,5530
IV		0,5644
1989I		0,5794
II		0,5898
III		0,6140
IV		0,6229
1990I		0,6364
II		0,6642
III		0,6842
IV		0,7034
1991I		0,7124
II		0,7352
III		0,7554
IV		0,7734
1992I		0,7885
II		0,8175
III		0,8529
IV		0,8603
1993I		0,8736
II		0,8922
III		0,9026
IV		0,9232
1994I		0,9411
II		0,9535
III		0,9798
IV		0,9897
1995I		1,0000
II		1,0105
III		1,0172
IV		1,0234
1996I		1,0263
II		1,0309
III		1,0402
IV		1,0546
1997I		1,0664
II		1,0765
III		1,0792
IV		1,0943
1998I		1,1038
II		1,1176
III		1,1226
IV		1,1368
1999I		1,1446
II		1,1564
III		1,1557
IV		1,1741
2000I		1,1703
II		1,1936
III		1,1916
IV		1,2089

Fonte: Venes (2003)

ANEXO D – Exemplo de Trimestralização de uma série

A obtenção de uma série trimestral coerente passou pela aplicação aos dados recolhidos da AMECO de coeficientes de trimestralização, determinados com base em fontes diversas. Aqui é apresentado um exemplo de trimestralização do PIB nominal. De salientar que os coeficientes de trimestralização foram obtidos de Venes (2003) que, socorrendo-se das Contas Nacionais Trimestrais do INE, determina o peso relativo do PIB de cada trimestre no total do respectivo ano.

	PIB
1982	10986
1983	13666
1984	16718

Unidade: Milhões de euros

Fonte: AMECO (código PRT: 1.0.0.0.UVGD)

Coeficientes de trimestralização

Trimestre	PIB
1982I	22,82%
II	24,88%
III	24,66%
IV	27,64%
1983I	22,72%
II	24,04%
III	26,11%
IV	27,12%
1984I	22,65%
II	24,19%
III	26,12%
IV	27,04%

Fonte: Venes (2003)

Série do PIB trimestralizada

Trimestre	PIB
1982I	$2507 = 10986 \cdot 0,2282$
II	$2733 = 10986 \cdot 0,2488$
III	$2709 = 10986 \cdot 0,2466$
IV	$3037 = 10986 \cdot 0,2764$
1983I	$3105 = 13666 \cdot 0,2272$
II	$3286 = 13666 \cdot 0,2404$
III	$3568 = 13666 \cdot 0,2611$
IV	$3706 = 13666 \cdot 0,2712$
1984I	$3787 = 16718 \cdot 0,2265$
II	$4044 = 16718 \cdot 0,2419$
III	$4367 = 16718 \cdot 0,2612$
IV	$4520 = 16718 \cdot 0,2701$

Unidade: Milhões de euros

ANEXO E – Determinação do Salário e do Emprego Trimestral

A utilização de dados trimestrais referentes aos salários e emprego decorre da necessidade de determinar os estabilizadores automáticos.

Para o Emprego recorreu-se a dados das Estatísticas do Emprego do INE, que fornecem informações trimestrais acerca da População Total Empregada e do Número de Trabalhadores por Conta de Outrem. Dado que os dados referentes a salários dizem unicamente respeito a trabalhadores por conta de outrem, e dado que esta categoria de agentes representa cerca de 70% do total da população empregada, considerou-se aqui pertinente recorrer apenas ao Número de Trabalhadores por conta de outrem. Com esta informação calcularam-se os coeficientes trimestrais que foram aplicados ao número de empregados obtidos da base de dados da AMECO (código PRT.1.0.0.0.NWTN)¹¹⁹,¹²⁰.

No que concerne aos salários, foram utilizados séries de salários dos trabalhadores por conta de outrem, dos relatórios de Conjuntura do Ministério da Segurança Social e do Trabalho, da indústria e da construção. A falta de mais informação trimestral acerca dos salários dos serviços é, no entanto, uma lacuna importante nesta metodologia. Foi, portanto possível determinar os coeficientes de trimestralização dos salários nominais, que foram posteriormente aplicados aos dados da AMECO (código PRT.1.0.0.0.HWCDW). Ao salário nominal trimestralizado aplicou-se o deflator do PIB, também trimestral, para obter o salário real.

Os resultados são de seguida apresentados.

¹¹⁹ Aqui deu-se preferência aos dados retirados da AMECO, pois pretendeu-se manter a mesma fonte dos dados.

¹²⁰ Contrariamente às restantes variáveis, não faz sentido dividir o emprego total do ano por trimestres. Sendo este um agregado cujo valor anual representa uma média dos empregados nos doze meses do ano, os coeficientes de trimestralização a serem aplicados representam a oscilação do emprego em torno desse valor e têm uma média unitária, em vez de somarem um como os restantes coeficientes.

ANEXO E.0 - Salário e Emprego Anual

Ano	Salário Nominal 1000 HWCDW (milhares de euros)	Emprego 1000 NWTN milhares
1982	1,773	3359,449
1983	2,160	3360,660
1984	2,618	3272,253
1985	3,207	3218,967
1986	3,898	3186,148
1987	4,460	3238,801
1988	5,045	3332,870
1989	5,812	3418,806
1990	6,926	3475,846
1991	8,197	3557,501
1992	9,533	3515,122
1993	10,110	3475,739
1994	10,678	3406,070
1995	11,451	3368,400
1996	12,175	3404,300
1997	12,894	3454,200
1998	13,411	3553,600
1999	14,738	3480,300
2000	15,668	3549,900

Fonte: AMECO

ANEXO E.1 - Coeficientes de Trimestralização do salário e do emprego

Ano	Trimestre	Salário nominal	Emprego
1982I		0,2377	0,9973
II		0,2458	1,0106
III		0,2551	0,9986
IV		0,2615	0,9935
1983I		0,2336	0,9780
II		0,2457	1,0248
III		0,2585	0,9876
IV		0,2642	1,0095
1984I		0,2342	0,9863
II		0,2464	1,0079
III		0,2562	0,9982
IV		0,2632	0,9975
1985I		0,2385	0,9800
II		0,2488	0,9970
III		0,2552	1,0160
IV		0,2575	1,0070
1986I		0,2364	0,9602
II		0,2470	1,0263
III		0,2561	1,0205
IV		0,2605	0,9930
1987I		0,2346	0,9749
II		0,2471	1,0002
III		0,2572	1,0132
IV		0,2611	1,0117
1988I		0,2370	0,9839
II		0,2483	0,9866
III		0,2553	1,0266
IV		0,2594	1,0029
1989I		0,2396	0,9800
II		0,2476	0,9950
III		0,2545	1,0128
IV		0,2583	1,0122
1990I		0,2424	0,9753
II		0,2477	1,0143
III		0,2537	0,9982
IV		0,2562	1,0122
1991I		0,2393	0,9857
II		0,2465	1,0165
III		0,2541	0,9999
IV		0,2602	0,9979
1992I		0,2390	0,9953
II		0,2474	1,0011
III		0,2526	1,0077
IV		0,2609	0,9959
1993I		0,2389	1,0060
II		0,2413	1,0089
III		0,2565	0,9938
IV		0,2634	0,9912
1994I		0,2385	0,9993
II		0,2530	1,0031
III		0,2520	0,9974
IV		0,2585	1,0002
1995I		0,2443	0,9988
II		0,2490	1,0032
III		0,2517	1,0005
IV		0,2550	0,9975
1996I		0,2457	0,9979
II		0,2489	0,9986
III		0,2514	1,0029
IV		0,2541	1,0007
1997I		0,2315	0,9888
II		0,2440	1,0048
III		0,2557	1,0040
IV		0,2688	1,0025
1998I		0,2256	0,9845
II		0,2407	1,0015
III		0,2521	1,0021
IV		0,2816	1,0118
1999I		0,2258	0,9922
II		0,2405	0,9991
III		0,2499	1,0031
IV		0,2838	1,0055
2000I		0,2268	0,9931
II		0,2418	0,9960
III		0,2529	1,0043
IV		0,2785	1,0046



ANEXO E.2. - Salários e Emprego Trimestrais

Ano	Trimestre	Salário real (milhares de euros)	Emprego (milhares)
1982I		2,3152	3,350
II		2,3074	3,395
III		2,3211	3,355
IV		2,2299	3,338
1983I		2,3068	3,287
II		2,3269	3,444
III		2,2338	3,319
IV		2,2172	3,393
1984I		2,2499	3,260
II		2,2563	3,298
III		2,1611	3,266
IV		2,1615	3,264
1985I		2,2525	3,155
II		2,2386	3,209
III		2,1888	3,270
IV		2,1387	3,242
1986I		2,2048	3,059
II		2,2321	3,270
III		2,2032	3,252
IV		2,1947	3,164
1987I		2,1727	3,158
II		2,2929	3,239
III		2,3179	3,281
IV		2,2894	3,277
1988I		2,2611	3,279
II		2,3471	3,288
III		2,3294	3,422
IV		2,3186	3,342
1989I		2,4037	3,350
II		2,4393	3,402
III		2,4090	3,463
IV		2,4100	3,461
1990I		2,6383	3,390
II		2,5832	3,526
III		2,5681	3,470
IV		2,5231	3,518
1991I		2,7529	3,507
II		2,7478	3,616
III		2,7570	3,557
IV		2,7577	3,550
1992I		2,8900	3,499
II		2,8850	3,519
III		2,8232	3,542
IV		2,8913	3,501
1993I		2,7646	3,497
II		2,7340	3,507
III		2,8725	3,454
IV		2,8845	3,445
1994I		2,7057	3,404
II		2,8333	3,416
III		2,7463	3,397
IV		2,7678	3,407
1995I		2,7977	3,364
II		2,8212	3,379
III		2,8336	3,370
IV		2,8528	3,360
1996I		2,9142	3,397
II		2,9389	3,400
III		2,9419	3,414
IV		2,9335	3,407
1997I		2,7991	3,415
II		2,9225	3,471
III		3,0551	3,468
IV		3,1666	3,463
1998I		2,7412	3,499
II		2,8809	3,559
III		3,0111	3,561
IV		3,3215	3,596
1999I		2,9076	3,453
II		3,0651	3,477
III		3,1865	3,491
IV		3,5631	3,499
2000I		3,0367	3,525
II		3,1740	3,543
III		3,3255	3,565
IV		3,6090	3,566

Fonte: Cálculos com base na AMECO, Estatísticas do Emprego do INE e relatórios de conjuntura do Ministério da Segurança Social e do Trabalho.

ANEXO F – Metodologias de determinação dos Coeficientes

A determinação dos coeficientes α_2 e δ_2 passa por admitir hipóteses, que na prática se resumem em admitir uma ordenação entre as receitas e as despesas. De seguida, explicita-se a metodologia utilizada na estimação das referidas incógnitas, de acordo com os métodos A e B e recorrendo ao software TSP 4.5.

Método A

Hipótese: Choques nas despesas não têm efeitos contemporâneos sobre as receitas, ou seja, $\delta_2=0$.

Com base na hipótese supra, a forma de cálculo do coeficiente α_2 segue a seguinte sequência:

1) Utilização do conhecimento de δ_1 e da equação (4.13), $\hat{v}_t' = \delta_1 \hat{v}_t'' + \varepsilon_t'$, para obter uma estimativa de ε_t' , $\hat{\varepsilon}_t'$.

2) Estimação, com base no OLS, da equação (4.12), ou seja,

$$\hat{v}_t^g = \alpha_1 \hat{v}_t'' + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_t' + \varepsilon_t^g, \text{ com } \alpha_1 = 0, \text{ donde é estimado } \alpha_2.$$

Método B

Hipótese: Choques nas receitas não têm efeitos contemporâneos sobre as despesas, ou seja, $\alpha_2=0$.

Com base na hipótese supra, a forma de cálculo do coeficiente de δ_2 segue a seguinte sequência:

1) Utilização do conhecimento de α_1 e da equação (4.12), $\hat{v}_t^g = \alpha_1 \hat{v}_t^y + \varepsilon_t^g$, para obter uma estimativa de ε_t^g , $\hat{\varepsilon}_t^g$.

2) Estimação, com base no OLS, da equação (4.13), ou seja, $\hat{v}_t' = \delta_1 \hat{v}_t^y + \delta_2 \hat{\varepsilon}_t^g + \varepsilon_t'$, com $\delta_1 = 1,5198$, donde é estimado δ_2 .

ANEXO G – Funções de resposta a impulso segundo o Método B (choques nas receitas não têm efeitos contemporâneos sobre as despesas)

Gráfico 9 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na Δ LDT

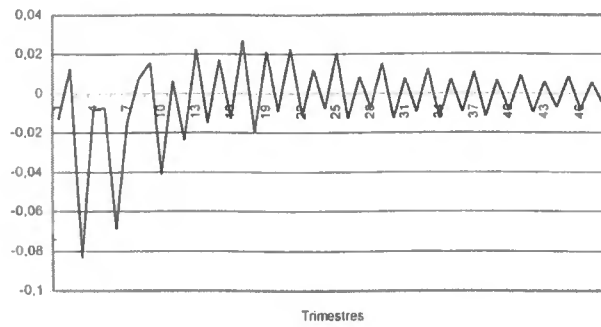


Gráfico 10 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na Δ LDT

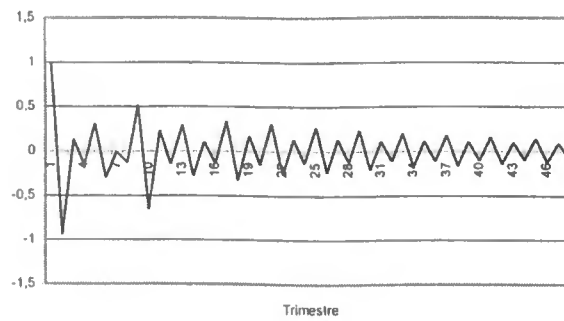


Gráfico 11 – Resposta de Δ LRTL a um estrutural choque na Δ LDT

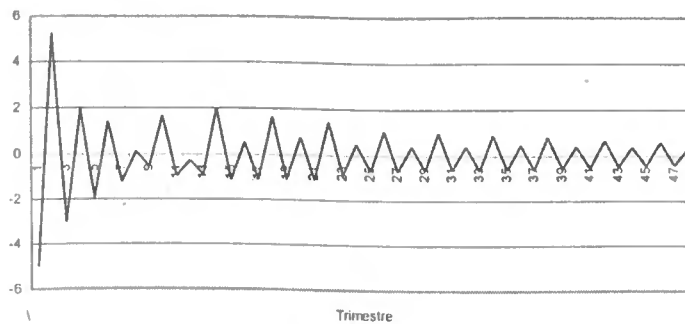


Gráfico 12 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na Δ LRTL

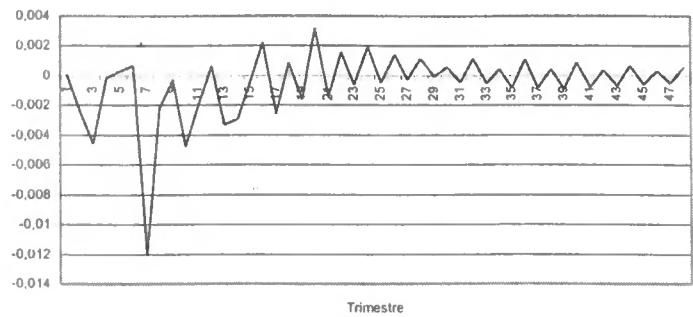


Gráfico 13 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na Δ LRTL

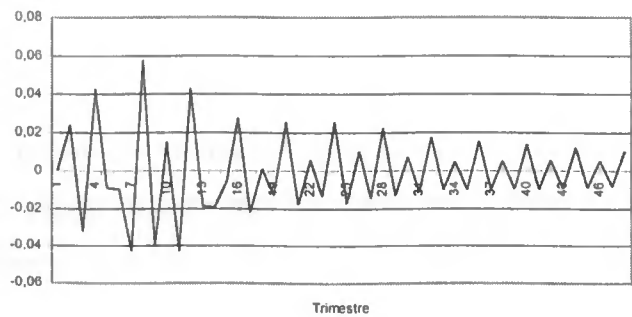
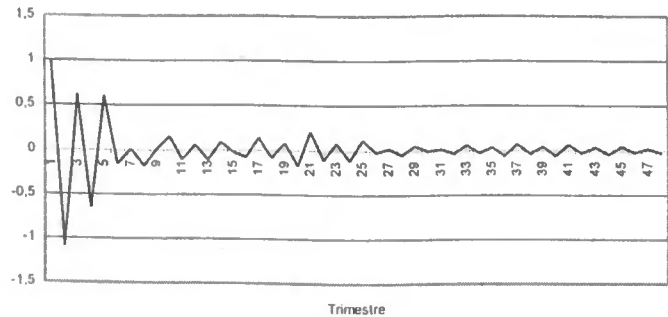


Gráfico 14 – Resposta de Δ LRTL a um estrutural choque na Δ LRTL



ANEXO H – Resultados para um VAR com LRTL

Como os resultados obtidos dos testes de estacionaridade não foram muito peremptórios quanto à Receita Total Líquida (RTL) (quadro 4), se estacionária ou se integrada de primeira ordem, optou-se por apresentar todos os resultados do VAR, admitindo que em vez de termos a primeira diferença do logaritmo da RTL temos a variável em nível.

Assim, o primeiro passo passa pela determinação da ordem da ordem do VAR, com base num conjunto de critérios apresentados no quadro 8.

Quadro 8 – Escolha da Ordem do VAR (com LRTL)

Número de Lags	Critério SIBC	Critério HQ	Critério AIC	Autocorrelação (1)	Normalidade
10	-13.779	-14.205	-15.128	1.0926 (0.3873)	13.76 (0.0324)
9	-13.974	-14.581	-15.900	0.76014 (0.8246)	11.316 (0.0791)
8	-14.212	-15.001	-15.716	0.87486 (0.6780)	11.042 (0.0871)
7	-13.762	-14.735	-15.845	1.1858 (0.2583)	21.333 (0.0016)
6	-13.420	-14.575	-16.081	1.0806 (0.3759)	22.486 (0.0010)
5	-13.149	-14.486	-15.388	1.157 (0.2778)	22.833 (0.0009)
4	-13.192	-14.711	-16.009	1.2708 (0.1645)	22.801 (0.0009)
3	-12.691	-14.393	-16.086	1.2475 (0.1791)	20.758 (0.0020)
2	-12.190	-14.074	-16.163	1.9486 (0.0025)	17.465 (0.0077)
1	-11.888	-13.953	-15.438	3.1117 (0.0000)	44.569 (0.0000)

Nota: (1) O resultado apresentado corresponde ao teste de autocorrelação até a quinta ordem e recorre à estatística F.

Analogamente ao que sucedeu no VAR com a variável Δ LRTL, também neste caso, se forem conjugados todos os critérios, chega-se a um desfasamento de oito, que minimiza simultaneamente os critérios SIBC e HQ e garante a normalidade dos erros e a inexistência de autocorrelação.

Esta alteração não afecta, contudo, alguns dos resultados obtidos, nomeadamente o valor para os estabilizadores automáticos, δ_1 , e as respostas dos gastos do Estado a variações do produto α_1 . Todavia, os restantes coeficientes sofrem alterações, na medida em que os resíduos do VAR anteriormente, \bar{v}_t^y , \bar{v}_t^g e \bar{v}_t^l , com a substituição da variável ΔLRTL por RTL , são diferentes, \tilde{v}_t^y , \tilde{v}_t^g e \tilde{v}_t^l .

Utilizando estas novas estimativas e recorrendo às metodologias A e B, obtiveram-se as matrizes que nos permitem relacionar os choques.

Método A (choques nas despesas não têm efeitos contemporâneos sobre as receitas)

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -0,0617 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} * \begin{bmatrix} 1 & -0,0049 & -0,0014 \\ 0 & 1 & 0 \\ -1,5198 & 0 & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} v_t^y \\ v_t^g \\ v_t^l \end{bmatrix}$$

Método B (choques nas receitas não têm efeitos contemporâneos sobre as despesas)

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & -0,7379 & 1 \end{bmatrix}^{-1} * \begin{bmatrix} 1 & -0,0049 & -0,0014 \\ 0 & 1 & 0 \\ -1,5198 & 0 & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} v_t^y \\ v_t^g \\ v_t^l \end{bmatrix}$$

Modelo A (choques nas despesas não têm efeitos contemporâneos sobre as receitas)

Gráfico 15 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na Δ LDT

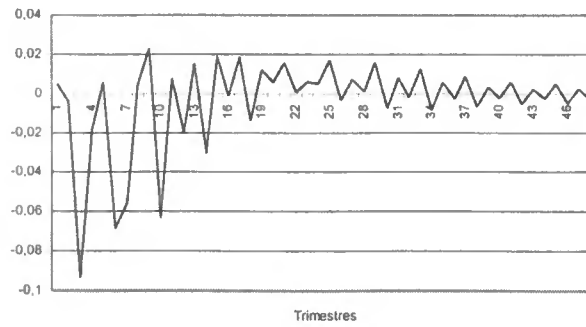


Gráfico 16 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na Δ LDT

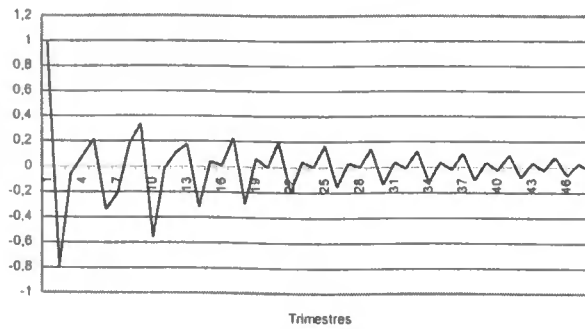


Gráfico 17 – Resposta de LRTL a um estrutural choque na Δ LDT

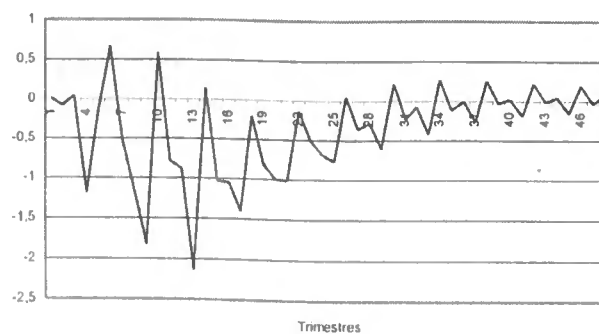


Gráfico 18 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na LRTL

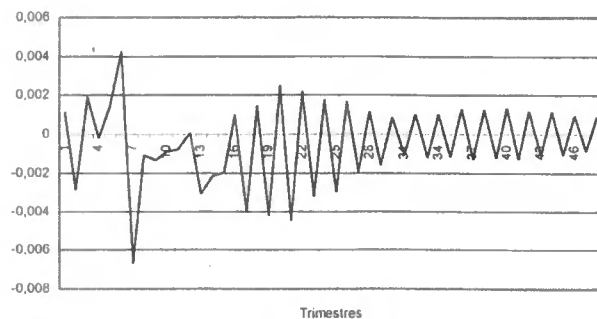


Gráfico 19 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na LRTL

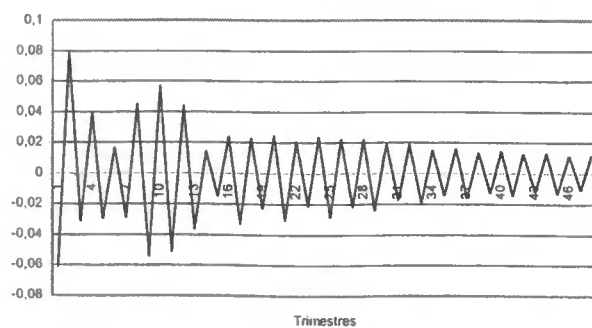
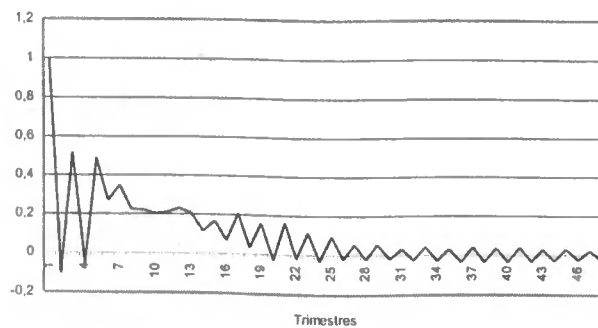


Gráfico 20 – Resposta de LRTL a um estrutural choque na LRTL



Modelo B (choques nas receitas não têm efeitos contemporâneos sobre as despesas)

Gráfico 21 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na Δ LDT

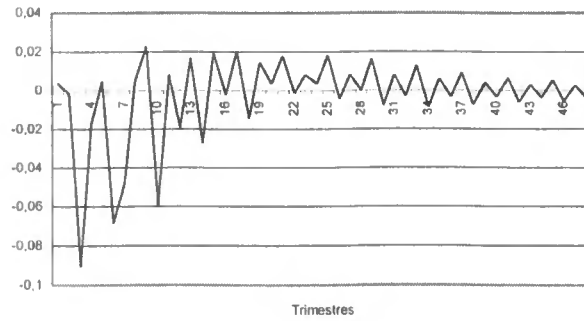


Gráfico 22 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na Δ LDT

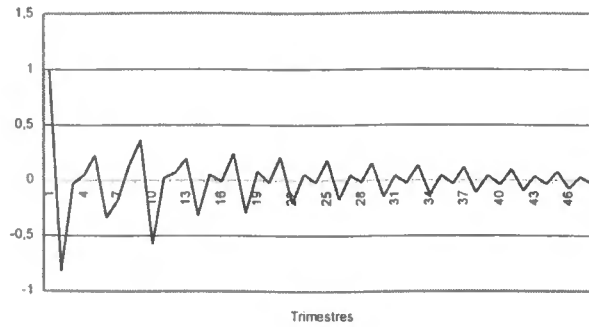


Gráfico 23 – Resposta de LRTL a um estrutural choque na Δ LDT

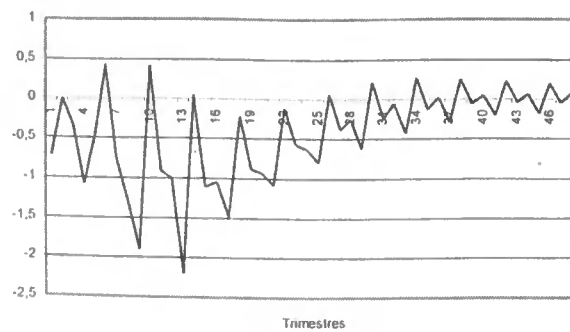


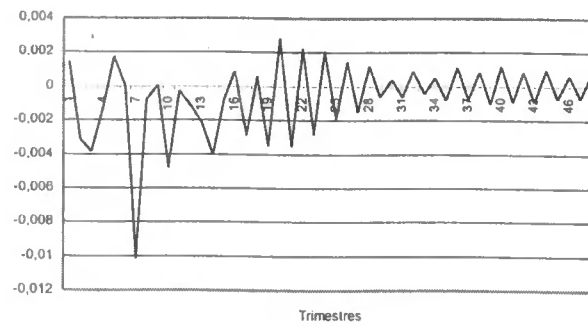
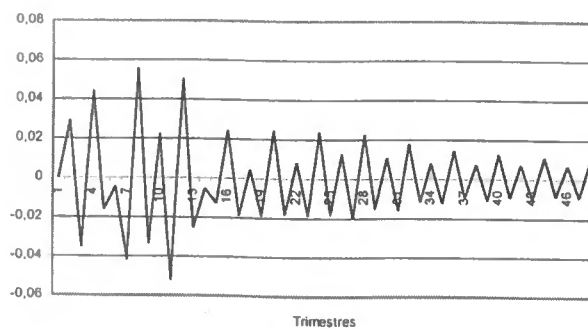
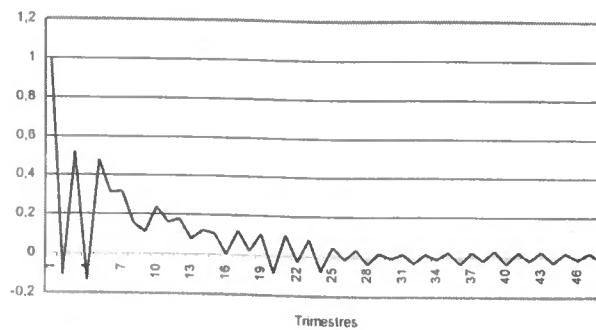
Gráfico 24 – Resposta de Δ LPIB a um estrutural choque na LRTLGráfico 25 – Resposta de Δ LDT a um estrutural choque na LRTL

Gráfico 26 – Resposta de LRTL a um estrutural choque na LRTL



A generalidade das funções de resposta a impulso do modelo estimado com a variável LRTL tem um padrão de comportamento muito semelhante ao obtido a partir do modelo VAR com a variável Δ LRTL, com a ligeira exceção para a resposta de LRTL a um choque na LRTL. Neste caso, os efeitos positivos sobre a variável tendem a persistir, principalmente após o quarto trimestre.

Bibliografia

- Alesina, A. e Bayoumi, T. (1996), The Costs and Benefits of Fiscal Rules: Evidence From U. S. States, *NBER working paper* n.º 5614.
- Alesina, A. e Perotti, R. (1995), Fiscal Expansions and Adjustments in OECD countries, *Economic Policy*, vol. 21, pp. 205-47.
- Auerbach, A. (2002), Is there a Role for Discretionary Fiscal Policy?, *NBER working papers* 9306.
- Auerbach, A. e Feenberg (2002), The significance of Federal Taxes as Automatic Stabilizers, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, n.º3, pp. 37-56.
- Baltagi, B. (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, New York: John Wiley & Sons.
- Barrel, Ray e Pina, Álvaro (2004), How Important are Automatic Stabilizers in Europe? A Stochastic Simulation Assessment, *Economic Modelling*, vol. 21(1), pp. 1-35.
- Bayoumi, T e Eichengreen, B. (1995), Restraining Yourself: The Implications of Fiscal Rules for Economic Stabilisation, *IMF Staff Papers*, vol. 42, pp. 32-48.
- BCE, Boletim Mensal, Abril 2002.
- Bernanke, B e Blinder, A. (1992), The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission, *The American Economic Review*, vol. 82, pp. 901-21.



- Bernanke, B e Mihov, I. (1998), Reassuring Monetary Policy, *Quarterly Journal of Economics*.
- Blanchard, O. (1989), A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations, *American Economic Review*, vol. 79(5), pp. 1146-64.
- Blanchard, O. e Quah, D. (1989), The Dynamics Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *The American Economic Review*, vol. 79, pp. 655-73
- Blanchard, O. e Perotti, R. (2002), An Empirical Characterization of the Dynamic Effects o Changes in Government Spending and Taxes on Output, *Quarterly Journal of Economics*.
- Brunilla, A., Butti, M. e in't Veld, J. (2002), Fiscal Policy in Europe: How Effective are Automatic Stabilisers?, *Directorate-General of Economic and Fiscal Affairs Economic Papers*, n.º 177.
- Budnevich (2002), Countercyclical Fiscal Policy: A Review of the Literature – Empirical Evidence and Some Policy Proposals, *United Nations University Discussion Papers*, n.º 2002/41.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. e Fisher, J. D. M. (2001), Assessing the Effects of Fiscal Shocks, *NBER working papers*, n.º 7459.
- Buti, M. e Giudice, G. (2002), Maastricht's Fiscal Rules at Ten: an Assessment, European Comission.
- Buti, M., Martinez-Mongay, C., Sekkat, K., Van den Noord, P. (2002), Automatic Stabilisers and Market Flexibility in EMU: Is there a Trade-Off?, *OCDE economics department working papers*, n.º 335.

- Buti, M. e van den Noord, P. (2003), Discretionary Fiscal Policy and Elections: The Experience of the Early Years of EMU, *OCDE economics department working papers*, n.º 351.
- Cannova, F. (1993), Detrending and Business Cycles Facts, *CEDR Discussion Paper*, 782.
- Canzoneri, M., Cumby, R. e Diba, B. (2000), Fiscal Discipline and Exchange Rate Regimes, *CEPR Discussion Paper Series*, n.º 1899.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. e Evans, C. L. (2001), Monetary Policy; What have we Learned and to What End?, *NBER working paper*, n.º 6400.
- Cohen, D. e Follette, G. (1999), The Automatic Fiscal Stabilizers: Quietly Doing Their Thing, *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 6, pp. 35-68.
- Comissão Europeia (2001), Public Finances in EMU – 2001, Comission Staff working paper.
- Comissão Europeia (2002), Public Finances in EMU – 2002, Comission Staff working paper.
- Dalsgaard, T. e de Serres, A. (1999), Estimating Prudent Budgetary Margins for 11 EU Countries: A Simulated SVAR Model Approach, *OECD economic department working paper*, n.º 216.
- Dalsgaard, T. e Serres, A. (2001), Standard Shocks in the INTERLINK Model, *OECD Economics Department working papers*, n.º 306.

- Doornik, Jurgen A., Hendry, David F. (2001), *Modelling Dynamic Systems using PcGive*, volumes 1 e 2, Timberlake consultants Ltd.
- Edelberg, W., Eichenbaum, M. e Fisher, J. D. M. (1999), Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases, *Review of Economics Dynamics*, 2, pp. 166-206.
- Eichengreen, B. (1996), Saving Europe's Automatic Stabilizers, *National Institute Economic Review*, 159, pp. 92-98.
- Fatas, A. e Mihov, I. (2001a), Government Size and Automatic Stabilizers: International and Intranational Evidence, *Journal of International Economics*, 55, pp 3-28.
- Fatas, A. e Mihov, I. (2001b), Fiscal Policy and Business Cycles: An Empirical Investigation, INSEAD, mimeo.
- Fatas, A. e Mihov, I. (2002), The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion, *Centre for Economic Policy Research discussion paper*, 3277.
- Faust, J. (1998), On the Robustness of the Identified VAR Conclusions about Money, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 49, pp. 207-244.
- Favero, C. (2002), How do European and Fiscal Authorities Behave?, *Centre Economic Research working paper*, n.º 3426.
- Feldstein, M. (2002), Commentary: Is There a Role for Discretionary Fiscal Policy?, *Federal reserve Bank of Kansas City*, pp 151-162.

- Giavazzi, F., Jappelli, T. e Pagano, M. (1999), Searching for Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy, *Swedish Economic Policy Review*, 3, pp. 67-103.
- Giorno, C., Richardson, P., Roseveare, D e van den Noord, P. (1995), Estimating Potencial Output, Output Gaps and Structural Deficits, *OECD Economic Studies*, 24, pp. 167-209.
- Greene, W. H. (2000), *Econometric Analysis*, Forth Edition, Prentice – Hall Inc.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hemming, R., Kell, M. e Mahfouz, S. (2002), The effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity: A Review of the Literature, *IMF working paper*, n.º 208.
- Hampson, Jack, (1998), Social Protection and Social Insurance in Portugal, *European Module in Social Policy*.
- Hunt, B. e Laxton, D. (2003), Some Simulation Properties of the Major Euro Area Economies in Multimod, *IMF working papers*, n.º 31.
- Johnston, J. e Dinardo, J. (1997), *Econometric Methods*, Fourth Edition, The McGraw-Hill Companies, Inc.
- Lopes, Artur C. B. da Silva (2001), The Order of Integration for Quarterly Macroeconomic Time Series: A Simple Testing Strategy, *CEMAPRE working papers*.
- Lopes, Artur C. B. da Silva (2002), Deterministic Seasonality in Dickey-Fuller Tests: Should we care?, *CEMAPRE working papers*.

- Mackinnon, J. (1991), Critical Values for Cointegration Tests, R. Engle e C. Granger, Long-run economic relationships, *New York Oxford University Press*, pp. 267-276.
- Marcelino, M. (2002), Some Stylised Facts on Non-Systematic Fiscal Policy in the Euro Area, *IGIER working paper*, n.º 225.
- Marinheiro, C. J. F. (1998), O Pacto de Estabilidade e a Política Orçamental Portuguesa: a Aplicação de um Modelo VAR., *Notas económicas*, vol. 10, pp 181-199.
- Mélitz, J. (2000), Some Cross-Country about Fiscal Policy Behaviour and Consequences for EMU.
- Mountford, A. e Uhlig, H. (2002), What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?, *CEPR discussion paper*, n.º 3338.
- OECD Economic Outlook 1999.
- Perotti, R. (2002), Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries, *European Central Bank working paper series*, n.º 168.
- Ramey, V. A. e Shapiro, M. D. (1998), Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 48, pp. 145-194.
- Romer, C. e Romer, D. (1989), Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz, *NBER working paper*, n.º 2966.

- Rodrik, D. (1998), Why do More Open Economies Have Bigger Governments?, *Journal of Political Economy*, 106, pp. 997-1032.
- Röger, W. e in't Veld, J. (2001), Some Selected Simulation Experiments with the European Commission's QUEST Model, *European Commission Working paper*, n.º 178.
- Rotemberg, J. e Woodford, M. (1992), Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity, *Journal of Political Economy*, vol. 100, pp 1153-297.
- Sims, C. (1980), Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, vol. 48.
- Stock, J. H. e Watson, M. W. (2001), Vector Autoregressions, *Journal of Economic Perspectives*.
- Taylor, J. (1993), Discretion Versus Rules in Practice, *Carnegie Rochester Conference series on public policy*, 39, pp. 195-214.
- Taylor, J. (1997), The Policy Rule Mix: a Macroeconomic Evaluation, em Guilherme Calvo, Rudiger Dornbusch e Maurice Obstfeld, Money Capital, Mobility and Trade, Essays in Honour of Robert Mundell, MIT Press, 2000, pp. 505-518.
- Taylor, J. (2000), Reassessing Discretionary Fiscal Policy, mimeo, *Stanford University*.
- Uhlig, H. (1997), What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure, *Centre for Economic Policy*, Research Discussion Paper, vol. 2137.

- van den Noord, P. (2000), The Size and the Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990's and Beyond, *OCDE economics department working papers*, no. 230.
- Venes, Nuno M. S. (2003), Efeitos não Keynesianos da Política Orçamental: Evidência Empírica para Portugal, *Dissertação no âmbito do Mestrado em Economia Monetária e Financeira*.